

**Alma Mater Studiorum – Università di Bologna**

**DOTTORATO DI RICERCA IN  
Mercati e Intermediari Finanziari**

**Ciclo XXV**

**Settore Concorsuale di afferenza:**

**13 / B4**

**ECONOMIA DEGLI INTERMEDIARI FINANZIARI E FINANZA AZIENDALE**

**TITOLO TESI**

**SCENARI FINANZIARI E PORTAFOGLI OTTIMI:  
MODELLI DI PREVISIONE e STRATEGIE PER L'ASSET  
ALLOCATION TATTICA**

**(Financial scenarios and optimum portfolio: forecast models and strategies for  
tactical asset allocation)**

**Presentata da: LEONARDO FRANCI**

**Coordinatore Dottorato**

**Prof. GIUSEPPE TORLUCCIO**

**Relatore**

**Prof. GIUSEPPE TORLUCCIO**

**Esame finale anno 2013**

## Indice

<b>1. Introduzione</b>	<b>5</b>
1.1 <i>Asset allocation: inquadramento del tema</i>	6
1.2 <i>Scopi ed obiettivi della tesi</i>	8
<b>2. La previsione dell'andamento dei mercati finanziari: evidenze empiriche di medio periodo</b>	<b>11</b>
2.1 <i>Introduzione</i>	11
2.2 <i>Rassegna della letteratura</i>	12
2.3 <i>Metodologia di analisi e dataset</i>	15
2.4 <i>Risultati empirici</i>	18
2.4.1 Uno sguardo alle singole variabili macroeconomiche	18
2.4.2 Variabili macro e rendimenti dei mercati azionari: principali evidenze grafiche e statistiche	22
2.5 <i>Modelli previsionali di breve periodo</i>	28
2.6 <i>Analisi di robustezza dei modelli</i>	29
2.7 <i>Conclusioni</i>	32
<b>3. Strategie momentum e contrarian nel mercato europeo dei future</b>	<b>33</b>
3.1 <i>Introduzione e rassegna della letteratura</i>	33
3.2 <i>Dataset</i>	36
3.3 <i>Metodologia di analisi</i>	38
3.4 <i>Analisi empirica</i>	39
3.4.1 La profittabilità delle strategie	40
3.4.2 Evoluzione temporale dei rendimenti momentum	50

3.4.3	Scomposizione del campione indagato	53
3.4.4	Analisi su un campione ridotto: esclusione delle osservazioni associate alla crisi <i>sub prime</i>	56
3.4.5	Fattori determinanti dei rendimenti momentum	59
3.4.6	Fattori determinanti dei rendimenti momentum durante il periodo 2000-2007	65
3.4.7	Confronto dei risultati con le evidenze internazionali	69
3.5	<i>Conclusioni</i>	71
<b>4.</b>	<b>Il modello Black &amp; Litterman: la definizione della views basata sulle forecast della volatilità</b>	<b>72</b>
4.1	<i>Introduzione e rassegna della letteratura</i>	72
4.2	<i>Metodologia di analisi</i>	74
4.3	<i>Dataset e risultati empirici</i>	78
4.4	<i>La formulazione delle views e l'implementazione del modello di Black e Litterman</i>	92
4.5	<i>Conclusioni</i>	101
<b>5.</b>	<b>Conclusioni della tesi ed osservazioni finali</b>	<b>102</b>
	<b>Riferimenti bibliografici</b>	<b>104</b>



# 1. Introduzione

*“Quantitative asset allocation models have not played the important role they should in global portfolio management. A good part of the problem is that such models are difficult to use and tend to result in portfolios that are badly behaved.”*

Black e Litterman (1992)

Gli operatori finanziari, ed in particolare coloro che sono impegnati nella gestione di ingenti capitali, sono da sempre alla ricerca di modelli matematici di *asset allocation* in grado di massimizzare il loro ritorno economico ed allo stesso tempo capaci di ridurre al minimo il rischio implicito nella loro attività. In particolare nella costruzione di un portafoglio titoli, il processo di *asset allocation* riveste un ruolo fondamentale poiché si configura come momento in cui l'investitore ripartisce il proprio patrimonio in una pluralità di *asset class*, coerentemente con il suo profilo rischio e rendimento. La procedura di allocazione delle risorse viene generalmente suddivisa in due fasi, ovvero quella relativa all'analisi dei bisogni e quella successiva relativa alla selezione delle diverse *asset class*. Quest'ultima fase implica il ricorso a metodologie di indagine in grado di individuare, per ogni attività finanziaria, le prospettive future in termini di dinamica del profilo rischio/rendimento. Il gestore deve quindi dotarsi di competenze e strumenti in grado di supportarlo in analisi di natura sia macroeconomica, sia microeconomica, tra di esse opportunamente combinate in funzione della politica di *asset allocation* perseguita.

Un primo passo in tale direzione è stato offerto da Von Neumann e Morgenstern (1947), secondo i quali l'obiettivo di ogni investitore è quello di massimizzare l'utilità attesa della propria ricchezza, espressa in termini di rendimento medio e varianza del portafoglio obiettivo.

La prima soluzione applicativa al problema dell'ottimizzazione risale al noto lavoro di Markowitz (1952). Il suo studio può essere considerato come la genesi della *Modern Portfolio Theory*. Di fatto, Markowitz, è stato il primo a giungere ad una formalizzazione matematica del concetto di diversificazione. A tal proposito uno tra i contributi più significativi dell'autore è individuabile nell'introduzione di una funzione obiettivo nella quale trovano spazio il rendimento atteso ed il rischio (rappresentato dalla deviazione standard).

Tuttavia il modello quantitativo di costruzione del portafoglio sviluppato da Markowitz non è stato applicato con continuità dagli operatori, tant'è che la *naive portfolio formation rule* è molto più diffusa di quanto si creda. L'inutilizzo delle tecniche quantitative è spesso riconducibile

all'incapacità delle stesse di sviluppare modelli di *asset allocation* compatibili con il modo di operare dei gestori (Michaud, 1989; Black & Litterman, 1992). Questi ultimi infatti sono soliti ridurre il rischio finanziario investendo in portafogli quanto più vicini ai *benchmark* di mercato, distaccandosene soltanto in corrispondenza di quei settori sui quali maturano proprie aspettative.

L'ottimizzazione di Markowitz al contrario produce portafogli tipicamente volatili, ricchi di posizioni scoperte e completamente non correlati ai valori fondamentali espressi dal mercato.

Un modello matematico che ambisca ad una concreta applicazione dovrebbe quindi incorporare le esigenze degli *asset manager*. Nell'ambito delle strategie di *asset allocation* i gestori, infatti, prendono le loro decisioni e sulla base degli elementi contenuti all'interno del loro set informativo e sulla base delle proprie valutazioni soggettive. Dal momento che, all'interno del processo decisionale, vengono quindi inseriti e combinati input di diversa natura, i modelli di portafoglio basati sul *trade-off* media-varianza devono essere integrati con altri strumenti in grado di tener conto di quest'ultimi aspetti.

### 1.1 *Asset allocation: inquadramento del tema*

La letteratura esistente distingue l'*asset allocation* in strategica e tattica. La prima è legata essenzialmente alla condizione soggettiva di colui che investe e consiste in un processo volto a definire l'*asset mix* ottimale di medio lungo periodo, coerentemente con il profilo di rischio dell'investitore. La costruzione del portafoglio può avvenire sia mediante il ricorso a logiche di tipo *judgmental interattive* del singolo gestore, sia a logiche di natura quantitativa. In questo caso è opinione diffusa quella di riconoscere una posizione di rilievo al modello di Markowitz ed, in generale, ai postulati della *modern portfolio theory*.

La seconda si riferisce invece all'insieme delle scelte di variazione del portafoglio spiegate dalle dinamiche di breve periodo dei mercati di riferimento delle *asset class* o dei titoli che lo compongono. Secondo Philips, Rogers e Capaldi (1996), il suo obiettivo è quello di ottenere un rendimento migliore ed una volatilità inferiore rispetto a quelli che registrano detenendo il portafoglio *benchmark*. In sostanza l'*asset allocation* tattica si identifica in una strategia dinamica che, attraverso previsioni sui rendimenti e la conseguente variazione sistematica della composizione del portafoglio, permettere al gestore di battere il *benchmark* in termini di rischio rendimento. In termini formali, l'assunzione di decisioni di *asset allocation* tattica implica l'attribuzione di valori diversi da zero ai pesi differenziali correnti delle *asset class* rispetto al portafoglio *benchmark*.

Grinold e Kahn (2000) aggiungono inoltre che la capacità del gestore riveste notevole importanza nel processo di *asset allocation* tattica in quanto la numerosità delle attività in

portafoglio non è elevata. Quindi tutti gli obiettivi devono essere conseguiti attraverso la scelta e la gestione di pochi titoli..

A riguardo Lee (2000) ne fornisce una definizione in termini analitici basata su un modello di massimizzazione dell'utilità attesa, calcolata come funzione del rendimento atteso e della varianza di portafoglio. Ipotizzando rendimenti normalmente distribuiti ed un coefficiente  $\gamma$  di avversione al rischio dell'investitore costante, Lee individua, come di seguito la funzione di utilità attesa<sup>1</sup>:

$$E[U(W)] = -\exp\{-\gamma[u_p - \gamma/2 \sigma_p^2]\} \quad (1)$$

Come facilmente intuibile,  $u_p$  e  $\sigma_p^2$  rappresentano il rendimento atteso e la varianza di portafoglio. La massimizzazione della funzione di utilità attesa coincide quindi con:

$$\begin{aligned} \max u_p - \gamma/2 \sigma_p^2 \\ \text{sub } \omega' i = 1 \end{aligned} \quad (2)$$

dove  $\omega$  è il vettore che contiene le quote di portafoglio assegnate alle diverse *asset class*, mentre  $i$  è il vettore di dimensione  $n$  nel quale ogni elemento è pari ad 1. Dalle condizioni di primo ordine sul Lagrangiano, per  $\omega$  si ottiene:

$$\omega = \omega_c + Q_u \quad (3)$$

dove  $\omega_c = (i' \Omega^{-1} i)^{-1} \Omega^{-1} i$  rappresenta il portafoglio ottimo unico con varianza minima, mentre  $Q$  è una matrice singolare di dimensione  $n \times n$  pari a:

$$Q = \Omega^{-1} / \gamma [I - i \omega_c'] \quad (4)$$

in cui  $I$  è la matrice identità di dimensione  $n \times n$ .

Dalla (4) si evince che il portafoglio ottenuto risulta la combinazione di due diversi portafogli e soprattutto che esso è funzione lineare del vettore contenente i valori attesi dei rendimenti del portafoglio di mercato. Lee suppone inoltre l'esistenza di un vettore  $\bar{R}$  contenente i

---

<sup>1</sup> Cfr. Von Neumann J., Morgenstern O. (1947), *Theory of games and economic behavior*, Princeton University Press.

rendimenti di equilibrio da sommare e sottrarre al vettore  $\mu$ . L'autore ottiene quindi un portafoglio diversificato come combinazione di tre distinti portafogli, ovvero:

$$\omega = \omega_c + Q\bar{R} + Q(\mu - \bar{R}) \quad (5)$$

In sostanza il portafoglio diversificato è ottenuto come sommatoria del portafoglio ottimo con varianza minima, del portafoglio strategico  $Q\bar{R}$  e del portafoglio tattico  $Q(\mu - \bar{R})$ . L'*asset allocation* tattica si ha ogni qualvolta che il gestore percepisce il fatto che i rendimenti degli *asset* finanziari presenti sui mercati differiscono dai loro rendimenti di equilibrio. Gli stessi esprimono quindi le loro *views* al fine di accrescere l'utilità attesa. In pratica l'*asset allocation* tattica dovrebbe condurre il gestore verso l'ottimalità dal punto di vista media varianza. La stessa assume maggiore rilevanza man mano che aumenta la differenza tra i rendimenti attesi e quelli di equilibrio, ovvero quando il portafoglio di *benchmark* non può essere assunto come portafoglio ottimo. Osservando poi la (5), ed in particolare il termine  $Q(\mu - \bar{R})$ , possiamo dedurre che il ruolo dell'*asset allocation* tattica sembra essere quello di acquistare e/o vendere titoli a seconda dell'entità del loro *excess return* rispetto ai rendimenti di equilibrio di lungo periodo.

Tuttavia i rendimenti di equilibrio non costituiscono per il gestore l'unica base su cui effettuare le proprie scelte di investimento. La validità di un modello tattico è legata anche alla capacità del gestore di saper interpretare segnali di mercato economicamente rilevanti e significativi. Affinché un segnale venga riconosciuto come economicamente significativo, è necessario che la sua dinamica di variazione sia spiegata da un nesso causa effetto razionale ed intuitivo. Allo stesso tempo il requisito di razionalità delle logiche sottese alle scelte tattiche di portafoglio, implica la necessità di combinare segnali macro e micro economici, ragionevolmente selezionati come rilevanti. Apparirebbe infatti illogico orientare le scelte di portafoglio ad uno o più indicatori caratterizzati da elevati livelli di predittività statistica, ma non spiegabili sul piano razionale ed intuitivo.

## 1.2 Scopi ed obiettivi della tesi

Come già detto, nel processo di costruzione del portafoglio, assume un ruolo centrale la formulazione da parte del gestore di previsioni circa la dinamica futura delle *asset class* e dei titoli chiamati a comporre il portafoglio. Tradizionalmente in letteratura si è soliti distinguere due differenti approcci nell'attività di previsione dei rendimenti. La distinzione si basa sull'articolazione del processo deterministico di previsione dei rendimenti e sul differente peso attribuito alle variabili di natura macro e micro economica.



Tipicamente nell'approccio *top down* le variabili macroeconomiche assumono un peso rilevante. Attraverso la valutazione della loro dinamica futura si giunge alla costruzione del portafoglio ed alla determinazione del peso da assegnare alle diverse *asset class*. I *leading indicators* ai quali affidare una gestione di tipo *top down* sono generalmente espressivi dell'andamento corrente e futuro del ciclo economico e del grado di attrattività dei mercati. A tale tipologia di approccio si può ricorrere sia per prevedere le tendenze di lungo periodo dell'economia reale e quindi per stabilire le attività finanziarie più appropriate (Huebott et al., 1997); sia per la formulazione di previsioni di breve periodo circa la lunghezza e l'intensità delle fasi congiunturali di un ciclo economico e per l'individuazione dei relativi punti di inversione.

Con riferimento invece all'approccio *bottom up*, gli analisti si soffermano ad analizzare i rendimenti attesi di un titolo attraverso il ricorso a valutazioni di natura *firm specific*, ovvero espressive delle condizioni di profittabilità e rischio dei singoli emittenti. Tale tipologia di approccio appare congeniale agli schemi di gestione particolarmente aggressivi, orientati alla massimizzazione del rendimento e talvolta all'esposizione del portafoglio ad elevati dosi di rischio. In questo caso, infatti, la ripartizione del portafoglio in mercati e settori è funzione indiretta dell'attività di *security selection* finalizzata alla ricerca dei titoli con le maggiori potenzialità di crescita. Di fatto le esigenze di diversificazione del portafoglio, e quindi di attenuazione del rischio, trovano minor spazio a vantaggio della ricerca delle migliori opportunità del mercato (indipendentemente dal grado di concentrazione in essi del portafoglio).

Nella redazione della tesi verranno offerti contributi in entrambi i sensi. In primis verrà presentato uno studio volto a verificare l'impatto delle variabili macroeconomiche sui mercati finanziari, analizzando quelle che sono le evidenze empiriche di medio periodo. In particolare lo scopo sarà quello di verificare la sussistenza di eventuali relazioni tra la dinamica di alcune variabili macroeconomiche ed i mercati finanziari e di individuare uno o più modelli econometrici capaci di orientare le strategie dei gestori nella costruzione dei propri portafogli di investimento. L'analisi prenderà in considerazione il mercato americano, durante un periodo caratterizzato da rapide trasformazioni economiche e da un'elevata volatilità dei prezzi azionari. Tale contributo si rivolgerà prevalentemente a quei gestori che adottano, nella costruzione dei propri portafogli di investimento, un approccio di tipo *top down*.

In secondo luogo verificheremo empiricamente l'esistenza, nonché la profittabilità, delle strategie *momentum* e *contrarian* sui mercati *futures* Europei, impiegando nell'analisi esclusivamente contratti *financial futures* quotati in euro. In altre parole verificheremo se i tradizionali modelli di *asset pricing* siano o meno in grado di spiegare i rendimenti anomali realizzati impiegando suddette strategie.

Nell'ultima parte dell'elaborato si intende invece perseguire due diversi obiettivi, tra loro strettamente correlati. In primo luogo di individuare un modello basato sull'eteroschedasticità condizionale capace di descrivere correttamente ed accuratamente la dinamica dei rendimenti e della volatilità dei titoli azionari. In secondo luogo, si tenterà di utilizzare tale modello allo scopo di elaborare l'insieme delle *views* soggettive da inserire nel modello di Black & Litterman. Le evidenze ed i risultati di quest'ultimo *paper* potrebbero interessare investitori ed operatori di mercato in genere i quali, in un contesto di mercato altamente volatile come quello attuale, non possono prescindere dall'effettuare previsioni circa la volatilità dei titoli prima di compiere le proprie scelte di portafoglio. Tale contributo quindi si rivolgerà prevalentemente a quei gestori che adottano, nella costruzione dei propri portafogli di investimento, approcci di tipo *bottom up*.

## 2. La previsione dell'andamento dei mercati finanziari. Evidenze empiriche di medio periodo.

### 2.1 Introduzione

Lo studio delle relazioni tra variabili macroeconomiche e dinamica dei mercati finanziari viene tradizionalmente ritenuto come uno tra i più importanti argomenti dagli investitori e dagli operatori di mercato, i quali non possono prescindere dall'osservare il contesto economico prima di effettuare le proprie scelte di portafoglio. Tutte le decisioni assunte dagli investitori razionali<sup>2</sup>, infatti, contengono un'implicita e/o esplicita valutazione riguardo le condizioni economiche correnti e future.

Sebbene la teoria finanziaria neoclassica abbia individuato nel rischio sistematico<sup>3</sup> la componente di rischio associata a qualsiasi strumento finanziario e dipendente dalle condizioni generali dell'economia reale, tuttavia non è riuscita ad indicare quali variabili macro siano in grado di influenzare sistematicamente l'andamento dei corsi azionari. L'opportunità di approfondire questa relazione sorge dall'esigenza degli investitori di effettuare previsioni, necessarie per definire le strategie di investimento, al fine di migliorare le *performance* realizzate.

Questo studio si propone di individuare, attraverso l'analisi di un *panel* di dati riguardanti il mercato americano lungo un periodo di sette anni, un modello econometrico capace di predire l'andamento del comparto azionario in funzione di alcune variabili macroeconomiche.

Nell'intento di giungere alla definizione di un quadro concettuale di riferimento, la ricerca verrà condotta ricorrendo ad un iniziale rassegna della letteratura esistente. Successivamente nel paragrafo 3 verrà illustrata la metodologia mediante la quale sono state individuate le variabili macro ritenute rilevanti per prevedere l'evoluzione dei corsi azionari ed introdotto il modello econometrico utilizzato. Dopo aver effettuato le opportune analisi statistiche, nella sezione 4, interpreteremo i risultati raggiunti alla luce dei lineamenti teorici precedentemente descritti. Infine, una volta verificata la robustezza del modello, ne verrà indicato il possibile utilizzo nei processi di costruzione di un portafoglio.

---

<sup>2</sup> La condizione di investitore razionale è quella che soddisfa contemporaneamente le seguenti condizioni:

- a. non sazietà: l'utilità associata alla ricchezza è crescente all'aumentare della ricchezza stessa;
- b. avversione al rischio: a parità di rendimento, è preferito un investimento certo ad un investimento incerto.

Cfr. Elton E.J. , Gruber M.j. (1995), *Modern portfolio theory & investment analysis*, John Wiley & Sons, New York.

<sup>3</sup> Il rischio sistematico è misurato dal parametro *beta*, che fornisce un'indicazione circa la sensibilità del rendimento di un titolo rispetto ai movimenti di mercato.

## 2.2 Rassegna della letteratura

L'andamento del mercato azionario rappresenta un fenomeno assai complesso, da tempo indagato dalla letteratura finanziaria, del quale esistono oggi numerose rappresentazioni teoriche, nessuna delle quali appare tuttavia risolutiva. In particolare, numerosi studi cercano di individuare la relazione che lega la dinamica dei prezzi di borsa alle variabili macroeconomiche, nei diversi mercati finanziari e lungo differenti orizzonti temporali. La possibilità che gli indicatori macro possano condizionare l'evoluzione dei prezzi delle diverse *asset class*, ha attratto l'attenzione di una larga platea di ricercatori finanziari nel corso degli ultimi trent'anni (Fama, 1990; Barro, 1990; Schwert, 1990; Lee, 1995, 1998; Chung and Lee, 1998; Binswanger, 2000, 2001, 2004).

Un primo tentativo viene individuato nell'*Arbitrage Pricing Theory*, dove Ross (1976) afferma che il prezzo delle attività finanziarie viene influenzato da una serie di fattori di rischio riconducibili al contesto macroeconomico, quali ad esempio il prezzo del petrolio, l'andamento dei tassi di interesse, l'inflazione ed il PIL. Successivamente questa tesi viene confermata da ulteriori studi. Fama e Schwert (1977), sostengono che i rendimenti reali delle azioni sono negativamente correlati con le componenti attese ed inattese dell'inflazione. Gli autori indicano inoltre la produzione industriale e la crescita del PIL come variabili con una buona capacità di previsione circa i rendimenti futuri di alcuni strumenti finanziari. Cutler, Poterba e Summers (1989), affermano come un incremento inaspettato ed improvviso del tasso di crescita della produzione industriale, provochi un significativo aumento dei prezzi dei titoli azionari. Mentre più tardi, i risultati di una ricerca condotta da DeFina (1991), evidenziano come un rialzo inatteso del tasso di inflazione abbia effetti negativi sulla redditività aziendale. Secondo l'autore, tale relazione sarebbe giustificata da due fattori: in primo luogo dalla natura dei contratti commerciali stipulati dalle imprese<sup>4</sup>. In secondo luogo dalla presenza, all'interno delle norme tributarie, di alcuni elementi che, accentuando gli effetti dell'inflazione, accrescono la pressione fiscale, riducendo a sua volta l'utile d'esercizio<sup>5</sup>.

---

<sup>4</sup> Molto spesso le imprese concludono con i propri clienti e fornitori contratti nominali (*nominal contracts*). Un tipico esempio di contratto nominale è quello concluso da un'azienda manifatturiera con i propri grossisti, in cui viene determinato *ex ante* il corrispettivo che quest'ultimi devono pagare per gli acquisti futuri di ogni lotto di prodotto finito.

<sup>5</sup> A titolo di esempio possiamo ricordare le norme fiscali che consentono alle aziende di effettuare, per ogni esercizio, una procedura di ammortamento dei beni a fecondità ripetuta, attraverso la quale il costo storico di acquisto degli stessi viene ripartito negli anni in funzione della loro durata economica. Tale procedura di deprezzamento riduce la base imponibile per il calcolo dell'imposta. Tuttavia una variazione inattesa del tasso di inflazione riduce il valore reale dell'ammortamento e quindi accresce il valore reale delle imposte. Un ulteriore esempio di come le norme fiscali impattino sull'ammontare reale della tassazione dei profitti aziendali, è quello riguardante i criteri di valutazione delle scorte. In particolare una valutazione effettuata sulla base del metodo FIFO (*first in - first out*), consente all'azienda di contrapporre a ricavi recenti, costi più remoti. Ciò comporta, in periodi di inflazione, un aumento degli utili e quindi un maggior valore delle imposte.

In merito poi all'equilibrio di lungo periodo tra variabili macro e andamento dei prezzi di borsa, è stato offerto recentemente un importante contributo da Nasseh e Strauss (2000). Indagando sulle dinamiche evolutive di alcuni mercati finanziari europei, gli autori hanno individuato l'esistenza di una forte correlazione positiva tra corsi azionari, produzione industriale ed indici dei prezzi al consumo, nonché una correlazione più lieve con i tassi di interesse a breve e gli indicatori di fiducia delle imprese. Mentre è stata riscontrata una correlazione di tipo negativo tra prezzi di borsa e tassi di interesse di lungo periodo.

Sulla capacità della politica monetaria di influenzare l'andamento dei mercati finanziari, si ricordano invece i contributi offerti da Homa e Jaffee (1971), che dimostrano come il tasso di crescita della base monetaria abbia anticipato l'evoluzione dei rendimenti azionari trimestrali nel periodo che va dal 1954 al 1961; da Kaul (1987), il quale dimostra che la correlazione negativa esistente tra i rendimenti reali delle azioni e l'inflazione, nel periodo dopo guerra, potrebbe essere stata il frutto di una politica monetaria non ciclica; da Hardouvelis (1987), che esamina la reazione dei mercati finanziari agli annunci riguardanti quindici differenti variabili macroeconomiche. Quest'ultimo mostra come le notizie riguardanti la politica monetaria abbiano avuto effetti significativi sui prezzi azionari nei tre anni che vanno dal 1979 al 1982; da Asprem (1989), il quale conducendo un'analisi sulla relazione tra indici azionari e dati macro, in dieci paesi europei, evidenzia una correlazione negativa tra il tasso di crescita dell'offerta di moneta ed i prezzi azionari.

Un'ulteriore variabile considerata fondamentale per formulare previsioni circa l'andamento futuro dei mercati azionari, è il prezzo del petrolio. A riguardo non esiste in letteratura un'opinione condivisa dai vari economisti. Kling (1985) conclude che la crescita del prezzo del petrolio è associata ad un declino dei mercati finanziari. Chen (1986), contrariamente, afferma che i cambiamenti del prezzo del petrolio non abbiano alcun effetto sui prezzi di borsa. Jones e Kaul (1996), utilizzando dati a cadenza trimestrale, dimostrano una stabile relazione negativa tra il prezzo del petrolio ed il prezzo dei titoli azionari<sup>6</sup>. Huang (1996), invece, utilizzando dati giornalieri dal 1979 al 1990, non individua alcuna relazione. Sadorsky (1999), conferma che il prezzo del greggio, e la sua volatilità, influiscono notevolmente sull'attività economica e quindi, indirettamente, sul prezzo delle azioni. Infine, Kilian e Cheobleom (2009), mostrano come la reazione dei prezzi dei titoli azionari americani agli *shock* del prezzo del petrolio, dipenda sostanzialmente da variazioni della domanda o dell'offerta aggregata nel mercato del greggio.

---

<sup>6</sup> Quest'ultima sarebbe dovuta al sostanziale peggioramento dei flussi di cassa attesi dalle aziende nel momento in cui le quotazioni del prezzo della materia prima tendono ad aumentare.

Numerose evidenze empiriche mostrano, inoltre, come anche l'inclinazione della *term structure* possieda una capacità predittiva circa l'andamento futuro dei prezzi dei titoli azionari. A tal proposito Campbell (1987) individua negli *spread* esistenti tra i rendimenti dei titoli governativi nel segmento a breve della curva dei tassi, una particolare attitudine ad anticipare l'evoluzione dei corsi di borsa. Evidenze che vengono successivamente confermate anche da Fama e French (1989), che ne estendono la validità anche agli *spread* tra i rendimenti dei titoli governativi di medio e di lungo periodo. Chen (1986), dimostra che una variazione nell'inclinazione della curva dei tassi produce effetti significativi nel prezzo dei titoli azionari. Keim e Stambaugh (1986), evidenziano una correlazione positiva tra la variazione della struttura a termine ed il movimento del prezzo delle azioni americane. Sempre Fama e French (1989) cercano di verificare se il rischio di *default* (misurato dalla differenza tra i rendimenti dei *corporate bonds* a basso e ad elevato merito creditizio) sia anch'esso un buon indicatore previsionale circa l'evoluzione dei rendimenti delle azioni. Gli autori dimostrano che ad un allargamento dello *spread* è associato un successivo rialzo dei rendimenti azionari.

Recentemente la letteratura ha offerto ulteriori contributi riguardo il legame di lungo periodo tra dati macro e mercati finanziari. Rapach (2001), studia l'effetto degli *shocks* dell'offerta di moneta e della domanda e dell'offerta aggregata sui rendimenti azionari, individuando risultati contrastanti. Flannery e Protopapadakis (2002), riprendendo gli studi precedentemente effettuati da Lee (1992), effettuano un'analisi riguardo il modo in cui i prezzi giornalieri delle azioni reagiscono alle notizie macroeconomiche. Du (2005), evidenzia come la correlazione tra i rendimenti azionari e l'inflazione cambi nel tempo in relazione alle politiche monetarie adottate dalle banche centrali. Guidolin e Ono (2006), effettuando un'analisi empirica sulla base dei dati mensili raccolti in un arco temporale che va dal 1924 al 2004, dimostrano come, nel lungo periodo, esista una relazione sostanzialmente stabile tra le diverse *asset class* (titoli azionari, obbligazionari e strumenti del mercato monetario) ed i principali aggregati macroeconomici.

È' appena il caso di ricordare che, nel corso degli ultimi anni, non sono mancati contributi che hanno tentato di dimostrare anche la relazione opposta, ovvero la capacità dei rendimenti degli strumenti finanziari di prevedere l'andamento futuro di alcuni indicatori macroeconomici. A riguardo James, Koreisha, e Partch (1985), sostengono che i rendimenti azionari siano capaci di predire i futuri cambiamenti dell'inflazione attesa e dei tassi di interesse nominali. Successivamente Lee (1992), avvalorando i risultati di alcune precedenti ricerche, mostra come i rendimenti azionari siano buoni indici anticipatori dell'attività economica reale, misurata dalla produzione industriale. In contrasto con le argomentazioni di cui sopra, i risultati di una ricerca

condotta da Canova e De Niccolo (2000), mostrano come i rendimenti delle azioni USA non possiedano un significativo potere previsionale circa l'andamento futuro dell'attività economica reale e dell'inflazione.

Minore attenzione da parte della letteratura internazionale è stata posta riguardo la capacità delle variabili macro di influenzare la volatilità dei prezzi degli strumenti finanziari. Ederington e Lee (1993) giungono ad una soddisfacente conclusione circa l'impatto sulla volatilità dei prezzi azionari delle *news* macroeconomiche. A tal proposito gli autori esaminano l'effetto di ventidue report, riguardanti dati macro americani, sulla volatilità di alcuni contratti *future*, aventi come sottostante *treasury bill* e cambi valutari, lungo un arco temporale triennale. I ricercatori dimostrano che la volatilità dei prezzi dei *future* (in particolare quelli aventi come sottostante titoli di stato) raggiungono livelli elevati nei quindici minuti successivi la diffusione di *news* riguardanti sei variabili macro: tasso di disoccupazione, indice dei prezzi al consumo, indice dei prezzi alla produzione, bilancia commerciale, prodotto interno lordo e vendite al dettaglio.

Inserendosi in questo filone di ricerca, lo studio cerca di rilevare, attraverso l'utilizzo di tecniche di regressione, significative dipendenze tra l'andamento dell'indice azionario americano (S&P500) e la dinamica passata di alcune tra le più note variabili macroeconomiche.

### 2.3 Metodologia di analisi e Dataset

In questo *paper* vengono utilizzati dati del mercato americano, raccolti<sup>7</sup> con frequenza mensile, su un orizzonte temporale che si estende dal gennaio 2002 al dicembre 2009. In particolare, abbiamo deciso di effettuare l'analisi sulle 500 *blue chip* incluse nell'indice S&P500. Questo indice, essendo formato dalle più importanti aziende statunitensi, risulta sufficientemente rappresentativo dell'andamento dell'economia reale USA e per questo viene spesso utilizzato in letteratura come *benchmark* di portafoglio.

L'elevata frequenza dei dati e la lunghezza del periodo di riferimento, hanno permesso di includere nell'analisi l'impatto, sul mercato dei capitali, di alcuni eventi storici straordinari, tra i quali la recente crisi finanziaria provocata dai mutui *subprime*. Inoltre, l'utilizzo di serie storiche sufficientemente ampie, ha garantito un'adeguata significatività dei risultati raggiunti dall'analisi econometrica, attenuando così gli effetti distorsivi, sul breve periodo, di eventuali accadimenti di carattere eccezionale.

---

<sup>7</sup> Fonte: *Datastream*.

Al fine di poter individuare quali variabili macroeconomiche influenzano sistematicamente i rendimenti dei corsi azionari, occorre necessariamente comprendere le metodologie mediante le quali gli investitori selezionano i titoli da includere nel proprio portafoglio.

Il problema della definizione di un efficiente modello di valutazione del valore delle azioni, fu affrontato per la prima volta da M.J. Gordon (1962). Quest'ultimo identifica il dividendo come il principale *driver* di valutazione di un titolo azionario<sup>8</sup>.

In sostanza, possiamo affermare che il prezzo di un titolo azionario è condizionato da due fattori: i dividendi futuri attesi ed il tasso di sconto<sup>9</sup>. Ai fini di questa ricerca, possiamo quindi dedurre che solo le variabili macroeconomiche che condizionano sistematicamente i suddetti fattori, possono rivelarsi potenziali indicatori anticipatori dell'andamento futuro dei corsi azionari.

---

<sup>8</sup>La scelta delle variabili macroeconomiche da includere nell'analisi, è funzione della seguente equazione:

$$P_t = \frac{E_t(d_{t+1})}{1 + E_t r} + \frac{E_t(P_{t+1})}{1 + E_t r}$$

dove  $P_t$  indica il *fair price* del titolo al tempo  $t$ ,  $E_t(d_{t+1})$  rappresenta il dividendo annuo atteso per azione alla fine del primo anno,  $E_t(P_{t+1})$  è il prezzo atteso dell'azione alla fine del primo anno e per ultimo  $E_t r$  indica il tasso di sconto atteso, ovvero il costo del capitale (per ipotesi costante). Da notare che:

$$E_t P_t = \frac{E_t(d_{t+i+1})}{1 + E_t r} + \frac{E_t(P_{t+i+1})}{1 + E_t r}$$

per  $i = 1, \dots, N-1$ , sostituendo la seconda nella prima formula e ripetutamente sostituendo il prezzo futuro atteso otteniamo:

$$P_t = \sum_{i=1}^N \frac{E_t(d_{t+i})}{(1 + E_t r)^i} + \frac{E_t(P_N)}{(1 + E_t r)^N}$$

Per  $T \rightarrow \infty$ , la precedente equazione diviene:

$$P_t = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E_t(d_{t+i})}{(1 + E_t r)^i}$$

Pertanto, il prezzo delle azioni dipende generalmente dal flusso atteso di dividendi e dal tasso di sconto atteso, ovvero il costo del capitale di rischio.

<sup>9</sup> Tuttavia è appena il caso di osservare come tali fattori abbiano effetti contrastanti sul prezzo delle azioni. Infatti, prospettive di un'economia futura in crescita se da un lato provocano un aumento degli utili attesi, dall'altro determinano un incremento dei tassi di interesse con i quali vengono scontati i profitti futuri. Analogamente, prospettive di un'economia futura in declino, provocano una diminuzione degli utili attesi ed una corrispondente riduzione del tasso di sconto. Per sapere quale dei due effetti prevalga, occorre necessariamente osservare lo stato di salute dell'economia reale. Le analisi più recenti mostrano come, in una fase recessiva, un rapporto economico contenente buone notizie, faccia aumentare il prezzo delle azioni. In questa fase del ciclo economico, infatti, gli effetti sugli utili attesi derivanti da un buon *report* sono maggiormente influenti rispetto a quelli sul tasso di interesse. Esattamente l'opposto accade nelle fasi di espansione, in cui l'effetto sul tasso di interesse è generalmente prevalente rispetto a quello sugli utili.



Per individuare la sussistenza di un eventuale relazione tra indicatori macro ed evoluzione dei prezzi dei titoli azionari, l'analisi econometrica è stata svolta ricorrendo all'utilizzo di un modello di regressione temporale a ritardi distribuiti<sup>10</sup>.

Il modello econometrico impiegato, viene ampiamente proposto dalla letteratura per studiare gli effetti causali dinamici, attuali e futuri, di un cambiamento di  $X$  sulla variabile  $Y$  (Pierce, 1975; Stock e Watson, 2003). In pratica  $Y_t$  può essere espresso come combinazione lineare del valore attuale e di  $r$  valori passati<sup>11</sup> della variabile  $X$ , ovvero:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^r \beta_i X_{(t-i)} + \mu_t \quad (6)$$

dove:

$\alpha$  = costante;

$\beta_i$  = coefficienti di regressione o moltiplicatori dinamici;

$\mu_t$  = termine di errore

La (6) consente di individuare l'eventuale dipendenza e la relativa intensità tra le variabili oggetto del nostro studio. La stima dei coefficienti della regressione a ritardi distribuiti viene effettuata mediante la tradizionale tecnica dei minimi quadrati ordinari (OLS).

Prima di procedere alla verifica empirica, viene effettuata un'analisi statistica preliminare sulle serie storiche delle variabili, al fine di verificare l'ipotesi di stazionarietà<sup>12</sup>. A tal scopo vengono sottoposte le serie storiche originarie Phillips-Perron test<sup>13</sup> (1988). Per ovviare all'eventuale esistenza di radici unitarie nelle serie storiche originarie (e quindi alla non stazionarietà delle stesse), vengono calcolate le differenze prime o le differenze prime dei logaritmi<sup>14</sup>.

Dopo aver effettuato l'analisi preliminare, si procede con il calcolo del coefficiente di correlazione fra gli  $r$  valori passati di  $X$  e la variabile  $Y_t$ . Successivamente, vengono inserite nella

<sup>10</sup> È appena il caso di precisare che la ricerca è stata svolta ipotizzando che le variabili macroeconomiche siano fattori esogeni rispetto alla formazione dei prezzi delle azioni sui mercati finanziari.

<sup>11</sup> In particolare, per ogni variabile, sono stati inseriti nella regressione ritardi da zero a dodici mesi.

<sup>12</sup> Una serie temporale è stazionaria se soddisfa contemporaneamente le seguenti condizioni: mostra un processo di ritorno alla media; possiede una varianza costante nel tempo; il valore del coefficiente di autocorrelazione diminuisce sensibilmente col crescere dei ritardi.

<sup>13</sup> Per brevità di esposizione non presentiamo i risultati del test in questa sede. Quest'ultimi saranno disponibili su richiesta.

<sup>14</sup> Le serie storiche economiche sono spesso analizzate dopo averne calcolato il logaritmo o la differenza prima del logaritmo. Molto spesso quest'ultime sono infatti caratterizzate da una crescita che è approssimativamente esponenziale, ovvero, la serie di lungo periodo tendono, ogni anno, a crescere ad un tasso costante. Così il logaritmo di queste serie cresce approssimativamente in modo lineare. Un'altra ragione è che la deviazione standard di molte serie economiche è approssimativamente proporzionale al livello della serie; quindi la deviazione standard del logaritmo della serie è approssimativamente costante. La variazione percentuale del logaritmo di una variabile ovvero la differenza prima logaritmica è uguale a:  $dlog(Y_t) = log(Y_t/Y_{t-1}) * 100$ .

regressione le serie storiche delle singole variabili prescelte ed analizzati gli *output* e determinato il valore del coefficiente di determinazione (o  $R^2$  di regressione).

I coefficienti  $\beta$  dell'equazione (6), ottenuti mediante la tecnica OLS, rappresentano anche una stima dell'effetto causale dinamico sulle variazioni dell'indice S&P500, negli  $r$  mesi successivi ad una variazione della variabile macroeconomica analizzata.

## 2.4 Risultati empirici

In questo paragrafo accertiamo la sussistenza di eventuali relazioni tra le variazioni passate di alcune variabili macroeconomiche e le variazioni correnti dell'indice S&P500. L'analisi è suddivisa in due parti. Nella prima parte viene testata la capacità predittiva di ogni singola variabile macroeconomica. Nella seconda parte, invece, vengono proposti due modelli previsionali, composti dai quei regressori che, nel breve periodo, si sono rivelati maggiormente significativi.

### 2.4.1 Uno sguardo alle singole variabili macroeconomiche

Per sviluppare l'analisi di cui si è già detto, facciamo riferimento ad un serie di indicatori macro statunitensi. Detti indicatori, riassunti in tabella 1, contengono importanti informazioni circa la crescita economica e l'inflazione.

L'analisi di queste variabili sintetizza, nei suoi aspetti più importanti, la dinamica del ciclo economico. Come noto, gli studi degli analisti e le scelte degli operatori fanno costante riferimento e sono ampiamente condizionate da tali dati macroeconomici. La stessa *Federal Reserve*, controlla ed analizza, con estremo scrupolo, la configurazione di questi dati al fine di ottimizzare le proprie scelte in materia di tassi di interesse.

In particolare, sei tra queste variabili fanno riferimento ai tassi di interesse ed ai prezzi delle materie prime, ovvero: la misura del *term spread* (differenziale tra il rendimento del *Treasury Bond* a dieci o trenta anni ed il rendimento del *Treasury Bill* a tre mesi), il *Fed Funds rate*, il premio per il rischio (differenziale tra il rendimento del *Treasury Bond* a trenta anni ed il rendimento dei titoli obbligazionari *corporate* ad basso merito creditizio), il premio di *default* (differenziale fra il rendimento dei titoli obbligazionari *corporate* ad basso e ad alto merito creditizio), il prezzo del petrolio e l'andamento del *Baltic Dry Index*. I risultati delle ricerche condotte da Stock e Watson (1989), Harvey (1988,1989), Estrella e Hardouvelis (1991), evidenziano come l'inclinazione della curva dei tassi abbia spesso anticipato future fasi di

espansione e di recessione dell'economia reale, tant'è che il *term spread* rientra tra i sette indicatori che compongono il *Conference Board's Index of Leading Indicator*. Il *Fed Funds rate* è stato incluso nell'analisi poiché è un indicatore rappresentativo delle politiche monetarie. Anche il premio per il rischio è stato in passato un buon indicatore in grado di predire l'evoluzione dei mercati azionari (Stock e Watson, 1989; Friedman e Kuttner, 1992), così come il premio di *default* (Fama e French, 1989; Gertler e Lown, 2000). L'aumento dei suddetti *spread*, è correlato, generalmente, ad una flessione del prezzo dei titoli azionari. Infine, le fluttuazioni del prezzo del petrolio e del prezzo del trasporto via mare delle materie prime, vengono tradizionalmente annoverati tra i principali indicatori spia della congiuntura economica mondiale.

Nella tabella 2 vengono presentati, per differenti ritardi, i coefficienti di correlazione tra le variabili sopra elencate.

**Tabella 1 – Statistiche descrittive delle principali variabili**

SIMBOLO	VARIABLE	FONTE	UNITÀ	MEDIA	SD	P5	MEDIANA	P95
<i>Variabile dipendente</i>								
SP500	Standard & Poors 500 Index	Standard & Poors	bp	-0.0196	5.1221	-9.07	0.62	7.18
<i>Variabile indipendente</i>								
BDI	Baltic Dry Index	Baltic Exchange	bp	1.5479	24.2662	-29.40	3.02	35.06
CC	Consumers' Confidence	The Conference Board	Number	-0.5918	11.0810	-16.31	-0.50	14.30
CPMI	Chigaco PMI	National Association of Purchasing Managers	Number	0.3487	8.2620	-11.58	0.52	11.65
CUR	Capacity Utilization Rate	Federal Reserve	%	-0.0156	0.6033	-1.09	0.07	0.79
DP	Default premium	Usa Corporate bond Yield MOODY'S BAA - Usa Corporate bond Yield MOODY'S AAA	%	0.0032	0.1902	-0.34	0.01	0.28
FFR	Fed Funds Rate	Federal Reserve	%	-0.0177	0.1977	-0.37	0.00	0.22
HBP	Building Permits	Bureau of the Census	(\$/000)	-0.9407	5.5100	-8.09	-0.90	7.07
IP	Industrial production	Federal Reserve	Number	0.0245	0.7986	-1.62	0.10	1.11
ISM	ISM Index	Institute for Supply Management	Number	0.2002	4.1531	-5.54	0.00	7.27
M2	M2 Aggregate	The Conference Board	\$/Billions	0.4726	0.3747	-0.15	0.45	1.11
MCSI	Michigan Consumer Sentiment Index	University of Michigan	Number	-0.2113	6.0207	-9.98	-1.05	10.96
NOR	Industrial orders	Bureau of the Census	\$/Millions	0.2417	2.2014	-4.48	0.75	2.94
OP	Oil price (Brent)	ICE	\$/Barrels	1.4530	10.9328	-15.30	2.73	16.16
RP	Risk premium	Usa Corporate bond Yield MOODY'S BAA - T-Bond 30Y Yield	%	-0.0066	0.2643	-0.55	-0.01	0.33
TS10	Term Structure 10Y	T-Bond 10Y (30Y) Yield - T-Bill 3M Yield	%	0.0026	0.3702	-0.51	-0.47	0.58
TS30	Term Structure 30Y	T-Bond 30Y Yield - T-Bill 3M Yield	%	0.0072	0.3505	-0.50	-0.07	0.64
UCL	Unemployment Claims	Department of Labor	(\$/000)	0.0221	6.3630	-9.10	-0.40	10.57

**Tabella 2 – Correlazione tra l'indice S&P500 ed i ritardi delle singole variabili macroeconomiche**

<b>Numero ritardi</b>	<b>BDI</b>	<b>CC</b>	<b>CPMI</b>	<b>CUR</b>	<b>FFR</b>	<b>HBP</b>	<b>IP</b>	<b>ISM</b>	<b>M2</b>	<b>MCSI</b>	<b>NOR</b>	<b>OP</b>	<b>UCL</b>	<b>DP</b>	<b>RP</b>	<b>TS10</b>	<b>TS30</b>
<b>0</b>	0.248*	0.416*	0.322*	0.152	0.284*	0.41*	0.146	0.478*	-0.421	0.296*	0.28*	0.188	-0.241*	-0.385*	-0.478*	0.074	0.009
<b>1</b>	0.394*	0.421*	0.275*	0.074	0.307*	0.038	0.058	0.221*	-0.088	0.318*	0.233*	0.071	-0.171	-0.222*	-0.258*	-0.262*	-0.242*
<b>2</b>	0.179	0.084	0.129	0.241*	0.206*	0.119	0.219*	0.221*	-0.269*	-0.010	0.247*	0.262*	0.071	-0.034	-0.111	0.077	0.109
<b>3</b>	0.196	-0.144	-0.238*	0.286*	0.124	0.253*	0.258*	0.3*	-0.120	-0.172	0.158	0.106	-0.189	-0.335*	-0.327*	0.027	0.026
<b>4</b>	0.212*	-0.029	0.144	-0.118	0.223*	0.196	-0.149	-0.036	0.114	0.152	0.998	0.047	-0.081	-0.314*	-0.358*	-0.27*	-0.242*
<b>5</b>	-0.006	0.258*	0.156	-0.083	0.175	0.020	-0.117	0.125	-0.088	0.068	-0.140	-0.223*	0.051	0.089	-0.010	-0.064	-0.072
<b>6</b>	-0.158	-0.078	-0.146	0.250*	-0.028	-0.233*	0.215*	-0.027	0.168	0.027	-0.054	-0.095	0.068	0.099	0.160	-0.049	-0.040
<b>7</b>	-0.154	-0.017	-0.205	-0.160	0.056	0.140	-0.193	-0.085	0.237*	0.000	-0.058	-0.118	-0.101	-0.012	0.041	0.103	0.088
<b>8</b>	-0.028	0.093	0.021	-0.068	0.139	0.005	-0.095	-0.123	0.010	0.131	-0.293*	-0.196	0.089	-0.027	-0.056	-0.100	-0.109
<b>9</b>	-0.126	0.281*	0.020	-0.180	0.288*	-0.218*	-0.210	-0.110	-0.018	0.214*	-0.053	-0.199	0.122	0.116	0.126	-0.125	-0.166
<b>10</b>	0.061	-0.135	0.002	0.092	0.291*	0.145	0.064	-0.057	0.038	-0.010	0.005	0.087	0.019	0.032	-0.013	-0.051	-0.086
<b>11</b>	-0.080	-0.005	-0.077	-0.114	0.096	-0.036	-0.141	-0.100	0.066	0.108	-0.126	-0.179	-0.134	-0.075	-0.138	-0.22*	-0.265*
<b>12</b>	-0.064	-0.021	-0.126	-0.080	0.158	0.105	-0.105	-0.426	-0.093	0.029	-0.252*	-0.100	0.069	-0.046	0.041	-0.004	-0.053

\* Con gli asterischi vengono contrassegnati i coefficienti di correlazione significativi ad un livello di confidenza del 5%.

Le altre variabili macroeconomiche utilizzate misurano differenti aspetti dell'economia reale, quali il *sentiment* dei consumatori e dei direttori di acquisto delle imprese manifatturiere, l'andamento del settore immobiliare e di quello industriale, la quantità complessiva di moneta presente nel sistema economico, le condizioni del mercato del lavoro.

#### 2.4.2 Variabili macro e rendimenti dei mercati azionari: principali evidenze grafiche e statistiche

In questo paragrafo viene effettuata un'analisi comparata tra le evidenze grafiche ed i risultati dell'analisi statistica riportati nelle tabelle 3 e 4. Dall'analisi infatti è evidente come, talvolta, alcuni indicatori macroeconomici si siano mossi in anticipo rispetto all'indice S&P500. Tra questi, il *Baltic Dry Index*, che riporta la variazione del prezzo di trasporto via mare delle cosiddette merci "secche", nel corso del 2009, ha avviato un movimento rialzista precedendo, di qualche mese, gli indici di borsa.

Come possiamo infatti osservare dal valore del *t-test*, l'indicatore risulta essere anticipatore dell'andamento futuro del S&P500. In particolare, il ritardo maggiormente significativo è quello ad un mese. Inoltre, i moltiplicatori dinamici stimati, mostrano come un rialzo dell'indice *Baltic Dry* porti ad un incremento quasi immediato dei mercati azionari. Il moltiplicatore cumulato, crescendo fino all'ottavo mese, mostra invece come una crescita dei prezzi del trasporto via mare abbia un effetto persistente e duraturo sul livello dei prezzi azionari. Sempre per quanto riguarda le materie prime, l'analisi mostra come, nel breve periodo, borsa e petrolio siano legati da una correlazione positiva. Mentre, nel medio periodo, ad una variazione positiva del prezzo del greggio è associata una variazione negativa dell'indice S&P500. Particolarmente significativo risulta il ritardo a 5 mesi.

Altro indicatore precursore dei movimenti futuri dell'indice azionario risulta l'indice di fiducia dei consumatori del *Conference Board* (CC). In particolare, durante la recente crisi finanziaria, tale indicatore ha avviato il proprio *trend* ribassista con qualche mese di anticipo rispetto alle borse, toccando i minimi in prossimità del febbraio 2009, esattamente un mese prima rispetto al mercato azionario. L'analisi mostra coefficienti di regressione positivi e valori della statistica *t* altamente significativi in corrispondenza dei primi due valori ritardati dell'indicatore macroeconomico. Particolarmente interessante risulta l'analisi dei moltiplicatori dinamici, che mostra come un incremento della fiducia dei consumatori porti ad un rialzo immediato dei prezzi dei titoli azionari. Analoghe considerazioni possono essere fatte per l'indice *Michigan* (*Michigan*

MCSI). Emerge infatti che tale indicatore è stato in passato precursore dei ribassi dell'indice azionario dovuti alla crisi dei mutui *subprime*, anticipandone la caduta di circa 9 mesi.

Riguardo l'andamento del PMI (*Purchasing Managers' Index*) di Chicago, possiamo osservare come quest'ultimo sia stato capace di predire, con qualche mese di anticipo, la discesa dell'indice S&P500 dai massimi dell'ottobre 2007. Dall'analisi statistica possiamo inoltre notare l'alta significatività dei primi due ritardi.

Altrettanto rilevante risulta l'analisi dell'andamento dell'indice ISM (*Institute for supply management*) manifatturiero, che mostra come valori particolarmente contenuti di tale indicatore siano stati in passato precursori di performance particolarmente positive dei mercati azionari nei mesi avvenire. A tal proposito, dall'analisi statistica, possiamo evidenziare che i ritardi maggiormente significativi risultano quello a tre ed a cinque mesi.

Relativamente invece al dato sulle richieste di sussidi alla disoccupazione, dall'analisi emerge come tale indicatore abbia avviato un movimento rialzista pochi mesi prima dei massimi di borsa, raggiungendo i propri massimi a dicembre 2008. A conferma di quanto appena detto, l'analisi statistica mostra coefficienti di regressione negativi e particolarmente significativi in corrispondenza dei primi tre valori ritardati. Inoltre, dall'analisi dei moltiplicatori dinamici si segnala come le variazioni positive delle richieste di sussidi alla disoccupazione siano associate ad una diminuzione immediata dei prezzi di borsa. Mentre, dall'analisi dei moltiplicatori dinamici cumulati possiamo notare come un peggioramento delle condizioni del mercato del lavoro abbia un effetto negativo persistente sul livello dei prezzi di borsa per circa quattro mesi.

Dal lato delle politiche monetarie, è interessante rilevare come il tasso sui *Federal funds* abbia raggiunto i propri massimi/minimi precedendo di qualche mese l'indice azionario. Inoltre è appena il caso di osservare i moltiplicatori dinamici cumulati relativi all'aggregato M2, dall'analisi dei quali possiamo constatare che le iniziative della Fed esauriscono il loro effetto positivo sui mercati azionari nei 5/6 mesi successivi dal rilascio nel sistema di nuova liquidità.

Infine merita sottolineare la buona capacità previsionale dei differenziali tra i rendimenti di titoli obbligazionari caratterizzati da un diverso grado di rischio e di quelli tra i rendimenti di titoli di stato di diversa durata. A tal proposito sono interessanti alcune considerazioni relative l'andamento storico del premio di *default* e dell'indice S&P500. Possiamo osservare che lo *spread* aumenta rapidamente nelle fasi meno favorevoli del ciclo economico, raggiungendo il proprio massimo in corrispondenza del dicembre 2008, per poi ridursi velocemente, durante il 2009, quando le prospettive della congiuntura economica sono iniziate a migliorare. Tale evidenza viene confermata anche dall'analisi statistica la quale, oltre a mostrare una correlazione indiretta tra le variazioni passate del *default premium* e l'andamento corrente del livello dei prezzi azionari,

indica come i primi cinque ritardi dello *spread* siano altamente significativi nel predire l'evoluzione futura dell'indice S&P500. Analoghe considerazioni possono essere fatte per il *risk premium*. Relativamente invece al differenziale tra i rendimenti dei titoli di Stato con diversa scadenza, quest'ultimo nel corso degli ultimi dieci anni si è confermato capace di anticipare future fasi di crescita e di diminuzione dell'indice S&P500. L'analisi evidenzia una correlazione negativa tra le variazioni passate dello *spread* ed il livello corrente dei prezzi azionari, ed, al tempo stesso, la capacità del differenziale di predire, con largo anticipo, i movimenti futuri del mercato azionario.



**Tabella 3 – Risultati della regressione a ritardi distribuiti tra l'indice S&P500 e le singole variabili macroeconomiche**

Nella tavola vengono presentati, per ogni variabile macroeconomica analizzata, i coefficienti della regressione, i valori della statistica  $t$  ad essi associati, l' $R^2$  di regressione ed il valore della statistica  $F$ . Con gli asterischi vengono contrassegnati i coefficienti significativi ad un livello di confidenza del 5%, del 1% ed del 1%. Tutte le regressioni hanno un'intercetta che non viene riportata.

Numero ritardi	BDI	CC	CPMI	CUR	FFR	HBP	IP	ISM	M2	MCSI	NOR	OP	UCL	DP	RP	TS10	TS30
0	0.040* (1.69)	0.170*** (4.05)	0.225*** (4.04)	0.269 (0.31)	7.423* (2.01)	0.342*** (4.13)	0.226 (0.35)	0.542*** (4.14)	-4.61** (-3.17)	0.205* (2.47)	0.585* 2.45	0.096 (1.86)	-0.29** (-3.22)	-12.04*** (-4.65)	-6.14*** (-3.63)	-0.637 (-0.41)	-1.224 (-0.78)
1	0.082*** (3.19)	0.157*** (3.68)	0.219*** (3.88)	0.279 (0.33)	5.352 (1.22)	0.042 (0.5)	0.149 (0.23)	0.144 (1.11)	-0.677 (-0.45)	0.288*** (3.47)	0.050 0.2	-0.009 (-0.17)	-0.266* (-2.43)	-8.148** (-2.8)	-4.985* (-2.37)	-3.014 (-1.86)	-2.946 (-1.85)
2	-0.009 (-0.35)	0.127*** (2.99)	0.150*** (2.67)	2.511*** (2.92)	-3.140 (-0.76)	0.013 (0.15)	1.813** (2.77)	0.102 (0.77)	-2.789 (-1.83)	0.123 (1.42)	0.587* 2.42	0.053 (1.09)	-0.044 (-0.47)	9.352** (3.19)	1.854 (0.86)	1.656 (1.03)	3.421* (2.2)
3	0.025 (0.99)	0.002 (0.04)	-0.069 (-1.20)	3.174*** (3.61)	-3.804 (-0.93)	0.240** (2.71)	2.336*** (3.47)	0.209 (1.55)	0.937 (0.6)	-0.088 (-1.02)	0.178 0.71	0.064 (1.29)	-0.217* (-2.33)	-12.98*** (-4.35)	-2.985 (-1.38)	1.276 (0.8)	2.771 (1.77)
4	0.051** (2.01)	-0.015 (-0.35)	0.130** (2.27)	-1.241 (-1.36)	4.028 (0.98)	0.253** (2.83)	-1.068 (-1.53)	-0.082 (-0.60)	-0.404 (-0.24)	0.253** (2.9)	0.361 1.42	0.026 (0.54)	-0.068 (-0.72)	-9.881** (-3.26)	-7.74*** (-3.64)	-2.421 (-1.58)	-0.948 (-0.62)
5	-0.001 (-0.04)	0.145*** (3.41)	0.126** (2.11)	-1.207 (-1.27)	7.704 (1.96)	-0.077 (-0.86)	-0.989 (-1.37)	0.269 (1.98)	-2.459 (-1.35)	0.106 (1.23)	-0.396 -1.55	-0.14** (-3.02)	0.060 (0.62)	11.806*** (3.79)	1.316 (0.58)	-1.460 (-1.01)	-0.550 (-0.37)
6	-0.016 (-0.66)	-0.022 (-0.52)	-0.074 (-1.22)	1.436 (1.43)	-10.15* (-2.59)	-0.291** (-3.22)	1.080 (1.41)	0.057 (0.42)	1.189 (0.66)	0.087 (1)	-0.095 -0.37	0.029 (0.6)	0.170 (1.75)	-1.466 (-0.46)	5.171* (2.23)	0.085 (0.06)	0.846 (0.59)
7	-0.028 (-1.06)	0.039 (0.91)	-0.135** (-2.17)	-2.145** (-2.16)	-3.720 (-0.95)	0.093 (1.04)	-1.650* (-2.16)	-0.033 (-0.24)	4.326* (2.42)	0.148 (1.7)	-0.253 -1.01	-0.020 (-0.41)	-0.032 (-0.34)	-5.394 (-1.77)	-1.336 (-0.6)	1.225 (0.84)	1.688 (1.13)
8	0.062** (2.33)	0.046 (1.02)	-0.029 (-0.47)	-1.287 (-1.34)	-1.056 (-0.26)	0.004 (0.04)	-0.944 (-1.27)	-0.027 (-0.2)	-1.828 (-0.94)	0.155 (1.76)	-0.466 -1.85	-0.071 (-1.44)	0.090 (0.98)	1.043 (0.32)	-7.755** (-2.98)	-1.333 (-0.87)	-1.357 (-0.87)
9	-0.048* (-1.72)	0.065 (1.29)	-0.035 (-0.54)	-1.281 (-1.39)	4.892 (1.19)	-0.211* (-2.33)	-1.007 (-1.42)	0.022 (0.16)	-1.821 (-0.95)	0.300** (3.26)	0.133 0.53	-0.065 (-1.33)	0.097 (1.11)	-1.022 (-0.31)	8.496** (3.12)	-1.334 (-0.84)	-2.297 (-1.45)
10	0.019 (0.64)	-0.049 (-1)	-0.035 (-0.54)	1.736* (1.85)	5.899 (1.44)	0.165 (1.8)	1.312 (1.81)	0.095 (0.68)	0.781 (0.43)	0.040 (0.45)	0.209 0.86	0.108* (2.21)	0.000 (0)	-6.968* (-2.2)	-4.829 (-1.83)	-1.883 (-1.17)	-2.820 (-1.77)
11	-0.032 (-1.05)	0.056 (1.09)	-0.051 (-0.84)	-0.321 (-0.34)	-6.192 (-1.51)	-0.022 (-0.25)	-0.334 (-0.46)	0.025 (0.18)	3.049 (1.62)	0.234** (2.67)	0.136 0.56	-0.130* (-2.46)	-0.121 (-1.28)	-3.046 (-0.92)	-8.875** (-3.16)	-3.74* (-2.3)	-5.33** (-3.19)
12	0.010 (0.36)	0.000 (0)	-0.039 (-0.64)	0.000 (0)	3.452 (0.99)	0.012 (0.14)	-0.078 (-0.1)	0.089 (0.62)	-2.352 (-1.3)	0.068 (0.78)	-0.56* -2.33	-0.023 (-0.41)	-0.051 (-0.56)	-1.393 (-0.48)	6.126* (2.59)	-0.786 (-0.5)	-1.745 (-1.04)
R <sup>2</sup> Adj	0.252	0.429	0.353	0.284	0.236	0.379	0.285	0.249	0.240	0.304	0.238	0.195	0.167	0.515	0.555	0.096	0.162
F	3.147	5.792	4.484	3.538	2.971	4.892	3.542	3.114	3.014	3.784	2.998	2.542	2.278	7.772	8.954	1.678	2.237

**Tabella 4 – Effetto dinamico delle variazioni passate delle variabili macroeconomiche sul valore corrente dell'indice S&P500: stime dei moltiplicatori dinamici e dei moltiplicatori dinamici cumulati**

Numero ritardi	BDI		CC		CPMI		CUR		FFR		HBP		IP		ISM		M2
	MD	MC	MD	MC	MD	MC	MD	MC	MD	MC	MD	MC	MD	MC	MD	MC	MD
<b>0</b>	0.04	0.04	0.17	0.17	0.23	0.23	0.27	0.27	7.42	7.42	0.34	0.34	0.23	0.23	0.54	0.54	-4.62
<b>1</b>	0.08	0.12	0.16	0.33	0.22	0.44	0.28	0.55	5.35	12.77	0.04	0.38	0.15	0.37	0.14	0.69	-0.68
<b>2</b>	-0.01	0.11	0.13	0.45	0.15	0.59	2.51	3.06	-3.14	9.63	0.01	0.40	1.81	2.19	0.10	0.79	-2.79
<b>3</b>	0.02	0.14	0.00	0.46	-0.07	0.53	3.17	6.23	-3.80	5.83	0.24	0.64	2.34	4.52	0.21	1.00	0.94
<b>4</b>	0.05	0.19	-0.02	0.44	0.13	0.66	-1.24	4.99	4.03	9.86	0.25	0.89	-1.07	3.46	-0.08	0.92	-0.40
<b>5</b>	0.00	0.19	0.14	0.59	0.13	0.78	-1.21	3.79	7.70	17.56	-0.08	0.81	-0.99	2.47	0.27	1.18	-2.46
<b>6</b>	-0.02	0.17	-0.02	0.56	-0.07	0.71	1.44	5.22	-10.16	7.41	-0.29	0.52	1.08	3.55	0.06	1.24	1.19
<b>7</b>	-0.03	0.14	0.04	0.60	-0.13	0.57	-2.15	3.08	-3.72	3.69	0.09	0.62	-1.65	1.90	-0.03	1.21	4.33
<b>8</b>	0.06	0.21	0.05	0.65	-0.03	0.54	-1.29	1.79	-1.06	2.63	0.00	0.62	-0.94	0.95	-0.03	1.18	-1.83
<b>9</b>	-0.05	0.16	0.06	0.71	-0.03	0.51	-1.28	0.51	4.89	7.52	-0.21	0.41	-1.01	-0.06	0.02	1.20	-1.82
<b>10</b>	0.02	0.18	-0.05	0.66	-0.03	0.48	1.74	2.24	5.90	13.42	0.17	0.57	1.31	1.26	0.10	1.30	0.78
<b>11</b>	-0.03	0.14	0.06	0.72	-0.05	0.42	-0.32	1.92	-6.19	7.23	-0.02	0.55	-0.33	0.92	0.03	1.32	3.05
<b>12</b>	0.01	0.15	0.00	0.72	-0.04	0.38	0.00	1.92	3.45	10.68	0.01	0.56	-0.08	0.84	0.09	1.41	-2.35

**Tabella 4 – Continua ...**

Numero ritardi	MCSI		NOR		OP		UCL		DP		RP		TS10		TS30	
	MD	MC	MD	MC	MD	MC	MD	MC	MD	MC	MD	MC	MD	MC	MD	MC
<b>0</b>	0.20	0.20	0.59	0.59	0.10	0.10	-0.30	-0.30	-12.04	-12.04	-6.41	-6.41	-0.64	-0.64	-1.22	-1.22
<b>1</b>	0.29	0.49	0.05	0.64	-0.01	0.09	-0.23	-0.52	-8.15	-20.19	-4.98	-11.39	-3.01	-3.65	-2.95	-4.17
<b>2</b>	0.12	0.62	0.59	1.22	0.05	0.14	-0.04	-0.57	9.35	-10.84	1.85	-9.54	1.66	-2.00	3.42	-0.75
<b>3</b>	-0.09	0.53	0.18	1.40	0.06	0.20	-0.22	-0.79	-12.98	-23.82	-2.98	-12.53	1.28	-0.72	2.77	2.02
<b>4</b>	0.25	0.78	0.36	1.76	0.03	0.23	-0.07	-0.85	-9.88	-33.70	-7.75	-20.27	-2.42	-3.14	-0.95	1.08
<b>5</b>	0.11	0.89	-0.40	1.37	-0.15	0.08	0.06	-0.79	11.81	-21.90	1.32	-18.96	-1.46	-4.60	-0.55	0.53
<b>6</b>	0.09	0.97	-0.09	1.27	0.03	0.11	0.17	-0.62	-1.47	-23.36	5.17	-13.79	0.08	-4.52	0.85	1.37
<b>7</b>	0.15	1.12	-0.25	1.02	-0.02	0.09	-0.03	-0.66	-5.39	-28.75	-1.34	-15.12	1.22	-3.29	1.69	3.06
<b>8</b>	0.15	1.28	-0.47	0.55	-0.07	0.02	0.09	-0.57	1.04	-27.71	-7.76	-22.88	-1.33	-4.63	-1.36	1.70
<b>9</b>	0.30	1.58	0.13	0.69	-0.06	-0.04	0.10	-0.47	-1.02	-28.73	8.50	-14.38	-1.33	-5.96	-2.30	-0.59
<b>10</b>	0.04	1.62	0.21	0.89	0.11	0.06	0.00	-0.47	-6.97	-35.70	-4.83	-19.21	-1.88	-7.84	-2.82	-3.41
<b>11</b>	0.23	1.85	0.14	1.03	-0.13	-0.06	-0.12	-0.59	-3.05	-38.75	-8.88	-28.09	-3.74	-11.59	-5.34	-8.75
<b>12</b>	0.07	1.92	-0.56	0.47	-0.02	-0.09	-0.05	-0.64	-1.39	-40.14	6.13	-21.96	-0.79	-12.37	-1.74	-10.50

## 2.5 Modelli previsionali di breve periodo

I modelli previsionali proposti sono stati costruiti con la volontà di offrire un utile strumento ai gestori che definiscono le proprie strategie di investimento in base ad una politica di *asset allocation* tattica, orientata prevalentemente alle contingenze di mercato di breve periodo.

Utilizzando i ritardi delle variabili macroeconomiche precedentemente individuate che, nel breve periodo, si sono rivelati maggiormente significativi, sono stati stimati i seguenti modelli predittivi. Gli errori standard sono riportati in parentesi sotto le stime dei coefficienti.

$$S\&P\ 500_t = \alpha + \beta BDI_{t-1} + \gamma TS10_{t-1} + \delta DP_{t-3} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$S\&P\ 500_t = \alpha + \beta BDI_{t-1} + \theta CC_{t-1} + \vartheta M2_{t-1} + \gamma TS10_{t-1} \delta DP_{t-3} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Il primo modello (7) include esclusivamente variabili macro che fanno riferimento ai tassi di interesse ed ai prezzi delle materie prime. Mentre il secondo (8) include anche variabili macro che fanno riferimento ad alcuni aspetti dell'economia reale, ed in particolare al *sentiment* dei consumatori ed alla variazione degli aggregati monetari.

I risultati empirici sono presentati in tabella 5. Entrambi i modelli presentano coefficienti di regressione significativi al 1%, elevati  $R^2$  (rispettivamente pari a 0,389 e 0,572) e soddisfano tutti i test di specificazione<sup>15</sup>.

---

<sup>15</sup>I test di specificazione sono finalizzati a verificare le ipotesi alla base dei modelli di regressione, ovvero che i residui siano distribuiti normalmente, con media pari a zero e varianza costante (omoschedasticità), e che non siano tra loro autocorrelati. Qualora tali condizioni non risultino soddisfatte, occorrerà effettuare alcuni interventi sulle serie storiche volti a stabilizzare la varianza oppure ad eliminare l'autocorrelazione. A tal proposito, dapprima viene effettuato il test di *Jarque - Bera*, impiegato per la verifica dell'ipotesi di normalità. Quest'ultimo si basa sulla misura dell'asimmetria e della curtosi di una distribuzione di probabilità. In questa circostanza, occorre verificare che il *t-test* sia sufficientemente elevato da impedirci di rifiutare l'ipotesi di assenza di normalità nella distribuzione dei residui. Proseguiamo col verificare l'omoschedasticità dei residui, utilizzando il test di *Breusch - Pagan* e l'assenza di correlazione seriale degli stessi tramite il test di *Breusch - Godfrey*. Il primo, mediante una statistica  $\chi^2$ , verifica l'ipotesi nulla dell'esistenza di omoschedasticità dei residui. Il secondo, invece, sempre attraverso una statistica  $\chi^2$ , saggia l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione dei residui di ordine superiore al primo.

**Tabella 5 – Risultati delle regressioni relative ai modelli di cui all’equazione (7) e (8)**

Nella tavola vengono presentati, per ogni modello, i coefficienti della regressione, i valori della statistica  $t$  ad essi associati, l' $R^2$  di regressione ed il valore della statistica  $F$ . Con gli asterischi vengono contrassegnati i coefficienti significativi ad un livello di confidenza del 5%, del 1% ed del 1%. Le regressioni hanno un’intercetta che non viene riportata.

VARIABILE	MODELLO (7)	MODELLO (8)
BDI <sub>t-1</sub>	0.092*** (5.21)	0.105*** (6.87)
CC <sub>t-1</sub>		0.211*** (5.93)
M2 <sub>t-1</sub>		3.514** (3.26)
TS10 <sub>t-1</sub>	-4.235*** (-3.66)	-4.262*** (-4.35)
DP <sub>t-3</sub>	-11.149*** (-4.93)	-10.054*** (-4.96)
R <sup>2</sup> Adj	0.368	0.547
F	18.852***	23.204***

## 2.6 Analisi di robustezza dei modelli

L’analisi di robustezza dei modelli è stata effettuata verificandone le prestazioni con dati al di fuori del campione. Esistono in statistica alcuni metodi per poter simulare la prestazione “in tempo reale” dei modelli di previsione. In particolare, in questa sede, viene utilizzato il metodo delle pseudo previsioni fuori campione.

L’idea di una pseudo previsione fuori campione consiste nel prendere una data vicino alla fine del campione, stimare il modello di previsione fino a quella data, quindi utilizzare tale modello per effettuare una previsione sui dati residui del campione, ovvero quelli oltre la data di riferimento. Così facendo, il modello fornisce una serie di pseudo previsioni e quindi una serie di pseudo errori di previsione. La ragione per cui si parla di pseudo previsioni fuori campione è che esse non sono vere e proprie previsioni fuori campione. Quest’ultime avvengono solo “in tempo reale”, ovvero vengono effettuate senza conoscere i valori futuri di una serie. Tale metodo consente, a chi effettua previsioni, di valutare il grado di adeguatezza del modello utilizzato.

L'utilizzo di suddetto metodo ci consente inoltre di stimare l'RMSFE<sup>16</sup>. Quest'ultimo indicatore può essere utilizzato sia per quantificare l'incertezza di previsione, sia per costruire intervalli di previsione, ovvero intervalli che contengono il valore futuro di una variabile predetta con una certa probabilità.

Le pseudo previsioni fuori campione dell'indice S&P500 per l'anno 2010, calcolate utilizzando i modelli previsionali di cui all'equazione (7) e (8), sono riportate nei grafici 1 e 2, insieme ai valori effettivi dell'indice<sup>17</sup>. In entrambi i casi le pseudo previsioni fuori campione seguono approssimativamente bene l'andamento effettivo dell'indice S&P500. Tuttavia quest'ultime sono mediamente più alte dei valori osservati<sup>18</sup>. In altre parole, in media, le previsioni hanno predetto variazioni dell'indice di borsa maggiori di quelle effettive. Queste distorsioni nelle previsioni suggeriscono che entrambi i modelli proposti sono instabili e che tale instabilità ha condotto a previsioni delle variazioni dell'indice sistematicamente troppo elevate. Pertanto, prima di utilizzare suddetti modelli per effettuare previsioni "in tempo reale", sarebbe opportuno tentare di identificare la fonte di tale distorsione ed incorporarla in una versione modificata di suddetti modelli.

---

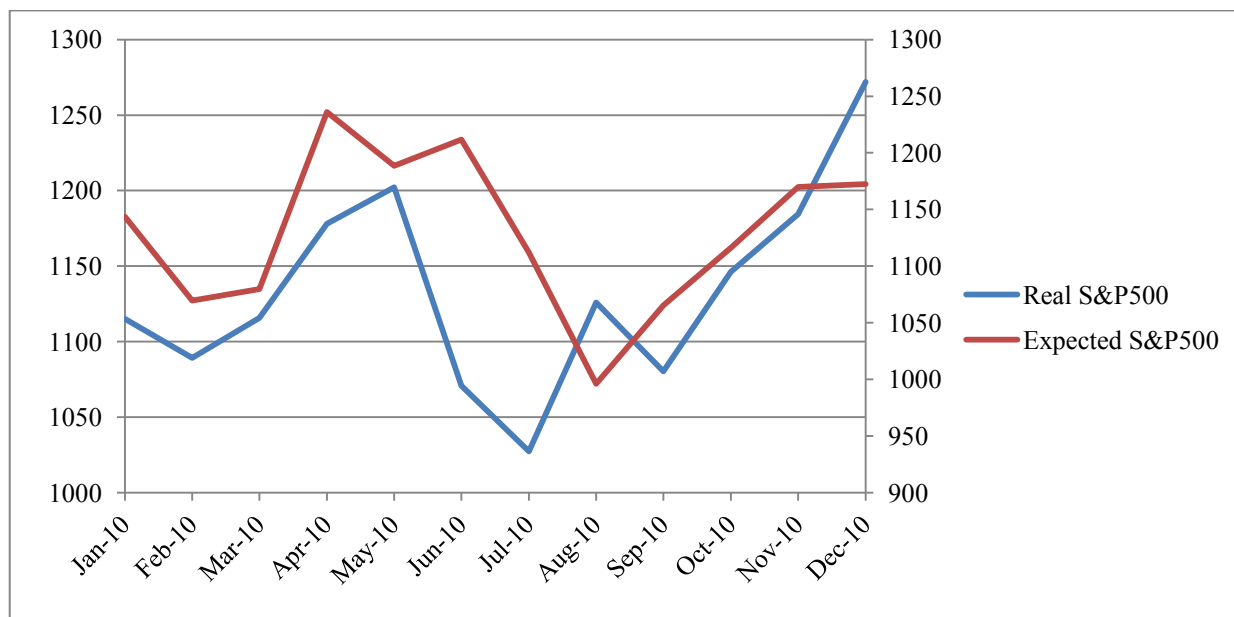
<sup>16</sup> Il *Root Mean Squared Forecast Error*, è una misura dell'entità dell'errore di previsione, ovvero dell'errore che tipicamente si commette utilizzando un modello di previsione. L'RMSFE è pari alla radice quadrata dell'errore di previsione quadratico medio:

$$RMSFE = \sqrt{E[(Y_{t+1} - \hat{Y}_{t+1})^2]}$$

<sup>17</sup> In appendice vengono riportati anche i grafici a barre relativi agli errori di previsione dei due modelli.

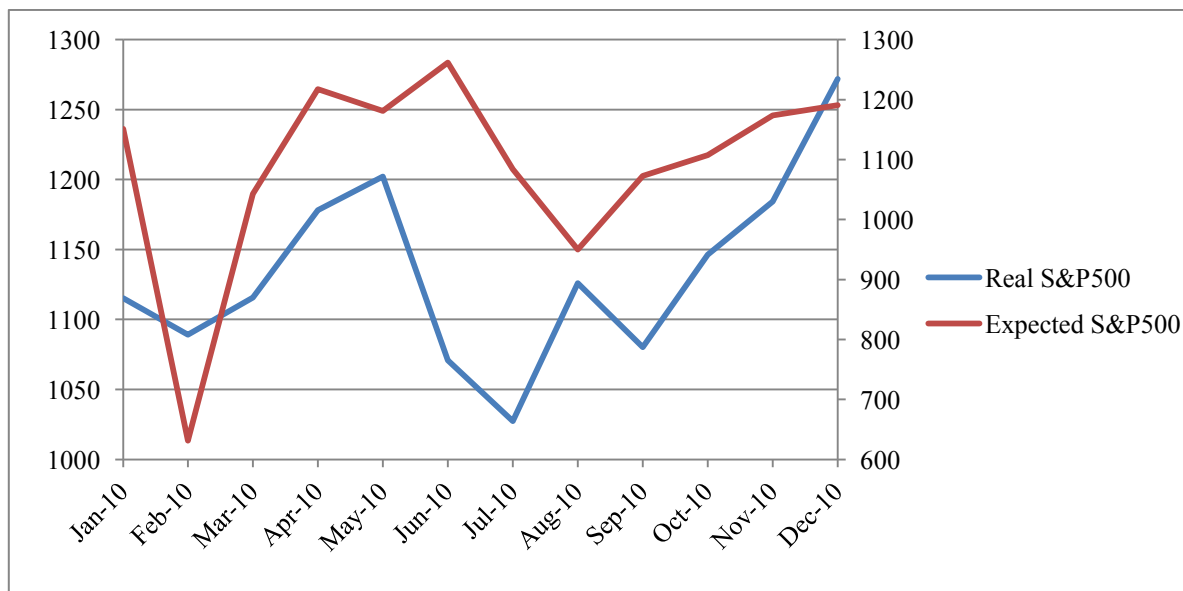
<sup>18</sup> Gli errori medi di previsione sono rispettivamente pari a 3,86 bp per il modello di cui all'equazione (2) e 45,20 bp per il modello di cui all'equazione (3). Mentre gli RMSFE delle pseudo previsioni fuori campione, sono entrambi maggiori di quelli predetti dalla stima dentro il campione.

**Grafico 1 – S&P500 e pseudo previsioni fuori campione calcolate utilizzando il modello di cui all'equazione (7), anno 2010**



Fonte: Datastream

**Grafico 2 – S&P500 e pseudo previsioni fuori campione calcolate utilizzando il modello di cui all'equazione (8), anno 2010**



Fonte: Datastream

## 2.7 Conclusioni

L'obiettivo di questo saggio è stato quello di verificare empiricamente e di mettere in evidenza, con un modello econometrico, la sussistenza di eventuali relazioni tra le variazioni passate di alcune variabili macroeconomiche statunitensi e l'andamento dell'indice S&P500. Pur nei limiti dell'esperimento condotto, l'analisi svolta ha dimostrato la soddisfacente capacità di individuare, gli indicatori macro che hanno maggiormente condizionato l'andamento dell'indice S&P500.

L'implementazione di appropriate strategie finalizzate a trarre profitto dalle relazioni accertate, potrebbe essere d'aiuto ai gestori per riallocare in modo efficiente i propri portafogli di investimento. In particolare, il *paper* potrebbe essere utile a quei gestori che adottano un approccio di costruzione dei portafogli di tipo *top down*, in cui le variabili macroeconomiche assumono un peso rilevante nella determinazione delle quote di patrimonio da investire nelle varie *asset class*.

Durante l'implementazione dei modelli dovrà essere sottoposto ad un'attenta valutazione il tasso di apprendimento degli stessi. Infatti le loro performance miglioreranno nel tempo man mano che quest'ultimi "impareranno" dai dati elaborati. Inoltre, al fine di verificare costantemente la robustezza dei modelli econometrici, occorreranno lunghi processi di prova degli stessi su serie di dati storici e simulazioni su dati in tempo reale.

In futuro, il vantaggio che potremmo trarre dell'impiego di tali modelli, consisterà principalmente in un'automatizzazione dei processi di negoziazione degli strumenti finanziari, con la creazione di sistemi in grado di alleggerire od accrescere il peso della componente azionaria all'interno dei portafogli di investimento al verificarsi di determinate condizioni macroeconomiche. Questo contribuirà indubbiamente ad attenuare la componente emozionale che caratterizza la natura degli operatori di mercato e che molto spesso li conduce a scelte sub-ottimali ed inefficienti.



### 3. Strategie momentum e contrarian nel mercato europeo dei *futures*

#### 3.1 Introduzione e rassegna della letteratura

L'ipotesi dell'efficienza dei mercati (Fama, 1970) ha rappresentato la pietra miliare degli studi accademici condotti in ambito finanziario. Secondo la sua formulazione originale, gli individui sono perfettamente razionali ed agiscono utilizzando set informativi completi ed omogenei. Le informazioni rilevanti presenti sul mercato verrebbero quindi scontate dai prezzi correnti degli strumenti finanziari che rappresenterebbero, istante per istante, la migliore stima del loro *fair value*.

Tuttavia nel recente passato alcuni contributi scientifici hanno evidenziato significative divergenze tra il reale funzionamento dei mercati finanziari e l'EMH. Con l'individuazione di tali "anomalie" i ricercatori sono giunti a concludere che le ipotesi sottostanti la teoria dei mercati efficienti non appaiono sufficientemente robuste, anche alla luce della profittabilità dimostrata dalla strategie di *trading* implementate da De Bondt e Thaler (1985) (in seguito DBT), e da Jegadeesh e Titman (1993) (in seguito JT).

DBT furono i primi ad ottenere extra rendimenti positivi acquistando azioni che avevano ottenuto i peggiori rendimenti negli anni precedenti e vendendo, allo stesso tempo, quelle che, nello stesso periodo di indagine, avevano registrato le migliori *performance*. La conclusione degli autori fu che, nel breve periodo, sul mercato si assiste a fenomeni di *overreaction*, in quanto le *bad news* impatterebbero profondamente sul corso dei titoli facendone diminuire il prezzo al di sotto del loro *fair value* (viceversa le *good news*). Al contrario nel medio lungo periodo si assiste ad un fenomeno di *reversal*. In altre parole le azioni che hanno registrato performance negative nel breve periodo, presentano poi rendimenti positivi nel medio lungo periodo.

JT (1993), utilizzando i dati riguardanti le azioni quotate al NYSE e all'AMEX in un periodo compreso tra il Luglio 1962 ed il Dicembre 1989, costruirono invece una strategia di *trading* esattamente opposta a quella di DBT, denominata *momentum*. La strategia consiste nell'acquisto di azioni che hanno avuto i migliori rendimenti nel recente passato (tra 1 e 12 mesi) ed al contempo nella vendita di azioni che hanno avuto le peggiori *performance* nello stesso periodo. I profitti ottenuti si concentravano quasi esclusivamente nei primi dodici mesi di detenzione del portafoglio; nei periodi successivi, ovvero da 12 a 36 mesi, il rendimento medio si riduceva di oltre la metà.

Altri autori hanno testato queste anomalie fuori dagli Stati Uniti. Rouwenhorst (1998) prende in considerazione le società di dodici paesi Europei nel periodo intercorrente tra il 1980 ed il 1995. Le

evidenze ottenute dimostrano che il fenomeno si presenta sistematicamente in tutti i paesi, seppur con diversa intensità.

Lo studio di fenomeni *momentum* e *contrarian* sui mercati asiatici ha dovuto tenere conto invece di particolari strutture di *corporate governance*. In primis del fatto che le maggiori società locali sono associate a banche o a potenti famiglie del paese (ad esempio i *keiretsu* Giapponesi), attraverso il fenomeno delle partecipazioni incrociate, ovvero attraverso l'istituzione di gruppi piramidali. Ciò ha inciso sulle analisi condotte, falsandone i risultati<sup>19</sup>. Un importante lavoro sui mercati orientali è stato condotto da Chui, Titman e Wei (2000). Gli autori considerano tutte le azioni ordinarie, quotate in otto differenti mercati Asiatici (Hong Kong, Indonesia, Giappone, Corea, Malesia, Singapore, Taiwan e Thailandia), tra il Febbraio 1976 ed il Febbraio 2000. I risultati ottenuti dimostrano che l'anomalia non sembra così pervasiva come sui mercati Europei e Statunitensi. L'extra rendimento dell'intero periodo di analisi si attesta attorno allo 0,38%, valore molto distante, e statisticamente non significativo, dalle evidenze di JT. Ponendo invece l'attenzione sulla seconda parte dell'analisi, condotta escludendo dal campione le società Giapponesi, nel periodo precedente la crisi i valori tendono a crescere. Sembra quindi che anche i mercati dei paesi Asiatici siano affetti dall'anomalia sopra delineata e riscontrata a livello internazionale.

Dopo aver verificato che gran parte dei comparti azionari mondiali erano soggetti al fenomeno, le verifiche empiriche si sono concentrate anche su altre *asset class*, quali ad esempio i *futures*. A riguardo i contributi scientifici presenti in letteratura sono in numero piuttosto esiguo. Tra i più importanti si ricordano quelli di Pirrong (2005) e di Miffre e Rallis (2007). Pirrong utilizza un campione di osservazioni mensili dal 1982 al 2003, a prezzi di chiusura di circa 50 contratti denominati in dollari Americani (trattati negli Stati Uniti ed in Europa), e di circa altri 25 denominati in valuta locale e trattati su altri mercati mondiali. L'autore conduce due distinte analisi che coinvolgono rispettivamente solo i contratti denominati in dollari, e tutti i contratti. Il metodo di costruzione dei portafogli è quello individuato nel lavoro di JT, ma anziché dividere il campione in decili, lo divide in quintili. Un secondo metodo di costruzione prevede invece una variante. Poiché i contratti aventi maggiore volatilità hanno più probabilità di essere ricompresi nei portafogli *winner* e *loser*, l'autore individua dei rendimenti standardizzati<sup>20</sup> che, anche in questo caso, vengono ordinati in quintili al fine di riconoscere gli aggregati con le migliori e le peggiori *performance*.

---

<sup>19</sup> È appena il caso di osservare che talvolta la società più forte di un gruppo (o di una famiglia) può intervenire finanziariamente per sostenere il corso azionario della società affiliata più debole. Inoltre la valutazione di queste società potrebbe risultare difficoltosa in quanto quest'ultime presentano una struttura molto meno trasparente rispetto ad una normale *public company*.

<sup>20</sup> I rendimenti standardizzati vengono calcolati come quoziente tra il rendimento mensile cumulato di un dato contratto, e la deviazione standard giornaliera moltiplicata per il numero delle osservazioni di un determinato periodo.

Una volta creati i *ranking* mensili, la strategia rimane quella classica. Dall'analisi emerge che l'effetto *momentum* si presenta per ogni periodo di formazione, ma come già ampiamente dimostrato in letteratura, perdura esclusivamente solo nel primo anno di investimento. L'effetto di *reversal* si manifesta invece solo dopo il dodicesimo mese di investimento. Anche i risultati del campione alternativo (campione con rendimenti standardizzati) sostengono l'evidenza di una persistenza dei ritorni nei primi dodici mesi e di un effetto di *mean reverting* nel medio lungo periodo. Accertata l'esistenza di strategie *momentum* (*contrarian*) l'autore verifica che i profitti ottenuti non rappresentino una mera ricompensa per il rischio sopportato dall'investitore. A tale scopo regredisce gli extra-rendimenti ottenuti sui fattori di tre diversi modelli di *asset pricing*: il CAPM, il modello di Fama e French e quello di Carhart. Utilizzando come regressori i fattori del CAPM, emerge che il rendimento risulta sempre significativo e mai spiegato dal mercato. Utilizzando invece come regressori i fattori del modello di Fama e French appare evidente la relazione con il fattore dimensionale che contribuisce ad aumentare la quantità di varianza spiegata. Il modello che pare essere il più adatto alla spiegazione dell'extra-rendimento risulta quello di Carhart che contiene al suo interno il fattore *stock momentum*. Questo regressore ottiene sempre un elevato livello di significatività dimostrando come l'effetto riscontrato sui mercati *futures* sia legato a quello sui mercati azionari.

Miffre e Rallis conducono invece la loro indagine esclusivamente sul mercato delle materie prime ottenendo risultati paragonabili a quelli di Pirrong, riscontrando tuttavia una minore intensità dell'effetto di *reversal*.

Inserendosi in questo filone di letteratura, questo studio tenta di estendere la ricerca ai mercati *futures* dell'Eurozona, che si prestano in modo particolare all'implementazione di strategie di trading *momentum* e *contrarian*, (peraltro già ampiamente testate sui comparti azionari dei mercati di tutto il mondo), grazie all'assenza di vincoli sulle operazioni di *shorting* ed ai ridotti costi di transazione.

Nei paragrafi successivi verrà illustrato il *dataset* e la metodologia di analisi. Dopo aver effettuato le opportune analisi statistiche, i risultati raggiunti verranno poi interpretati alla luce dei lineamenti teorici precedentemente descritti.

### 3.2 Dataset

L'analisi empirica utilizza un campione di osservazioni riguardanti i principali contratti *futures* quotati nei più importanti mercati Europei. La peculiarità di questo studio sta nel fatto che mentre gli altri lavori sui mercati *futures* si concentrano, talvolta su tutti i contratti a disposizione<sup>21</sup> ovvero solo su commodity *futures*, il presente contributo considera i *financial futures* più scambiati, e trattati in Euro. Al fine di evitare che alcuni errori metodologici potessero inficiare sulla bontà dei risultati si è altresì optato per l'esclusione di quei contratti che mostrano un esiguo numero di contrattazioni mensili.

Il campione è quindi composto da osservazioni mensili, a prezzi di chiusura, da Gennaio 1999 ad Agosto 2010. È appena il caso di precisare che i primi 12 mesi sono impiegati esclusivamente per il calcolo dei rendimenti medi dei periodi di formazione. In altre parole, l'anno 1999, non è da considerarsi al fine del calcolo dei rendimenti di portafoglio nei vari periodi di detenzione.

Per quanto riguarda la scelta dei i contratti da includere nel campione, sono stati individuati i *financial futures* con sottostante i principali indici azionari dell'Europa continentale, i titoli di debito a breve, medio e lungo termine, ed i tassi d'interesse<sup>22</sup>.

A causa delle diverse date di quotazione iniziale, le osservazioni non sono le medesime per ciascun sottostante. Ciò implica che nell'analisi, i portafogli *winner* e *loser* comprendano per ogni mese un diverso numero di contratti<sup>23</sup>.

Nella tabella 6 viene riportata un breve sintesi delle caratteristiche dei contratti *futures* componenti il campione di analisi. La tabella include il mercato di quotazione, il mese di ingresso nel *dataset* e le osservazioni mensili totali relative ad ogni singolo contratto.

Ai fini della nostra analisi utilizziamo come *proxy* dell'indice di mercato l'indice Stoxx Europe 600, mentre come *proxy* del tasso *risk free* il Libor<sup>24</sup> ad un mese.

---

<sup>21</sup> Pirrong (2005) nel suo *dataset* ricomprende contratti che hanno diversi sottostanti, come ad esempio indici azionari, tassi d'interesse, petrolio e materie prime.

<sup>22</sup> Nello specifico vengono qui di seguito elencati i 24 contratti entrati a far parte del campione: Euro Swapnote a due, cinque e 10 anni, Euribor a tre mesi, Aex, Atx, Bel 20, Cac 40, Dax, DJ Euro stoxx 50, DJ Euro stoxx 50 (settore assicurativo), DJ Euro stoxx 50 (settore bancario), Euro Bobl, Euro Bund, Euro Buxl, Euro Schatz, Ftse Ase 20, Ftse Eurofirst 80, Ftse Mib, Ibex 35, MDax, MSCI Pan-Euro, Stoxx Europe 50, TecDax.

<sup>23</sup> I contratti variano tra i 12 presenti nel gennaio 2000 ed i 24 presenti dal novembre 2007 sino alla fine del campione.

<sup>24</sup> La quotazione del Libor è espressa nella stessa valuta utilizzata per i valori degli altri *asset*, ovvero in euro.

**Tabella 6 – Contratti *futures* inseriti nel dataset di analisi, con relativo mercato di negoziazione, data di primo ingresso nel campione e numero di osservazioni mensili disponibili**

<b>CONTRATTO FUTURE</b>	<b>MERCATO DI NEGOZIAZIONE</b>	<b>INGRESSO NEL DATASET</b>	<b>NUMERO DI OSSERVAZIONI MENSILI</b>
2 YEAR EURO SWAPNOTE	NYSE EURONEXT	APRILE 2001	113
5 YEAR EURO SWAPNOTE	NYSE EURONEXT	MAGGIO 2001	112
10 YEAR EURO SWAPNOTE	NYSE EURONEXT	GIUGNO 2001	111
3 MONTH EURIBOR	NYSE EURONEXT	GENNAIO 1999	140
AEX	NYSE EURONEXT	GENNAIO 1999	140
ATX	BORSA DI VIENNA	GENNAIO 1999	140
BEL 20	NYSE EURONEXT	GENNAIO 1999	140
CAC 40	NYSE EURONEXT	GENNAIO 1999	140
DAX	EUREX	GENNAIO 1999	140
DJ EURO STOXX 50	EUREX	GENNAIO 1999	140
DJ EURO STOXX 50 (BANK)	EUREX	GIUGNO 2002	99
DJ EURO STOXX 50 (INSURANCE)	EUREX	OTTOBRE 2002	95
EURO BOBL	EUREX	GENNAIO 1999	140
EURO BUND	EUREX	GENNAIO 1999	140
EURO BUXL	EUREX	OTTOBRE 2005	59
EURO SCHATZ	EUREX	GENNAIO 1999	140
FTSE ASE 20	BORSA DI ATENE	SETTEMBRE 1999	132
FTSE EUROFIRST 80	NYSE EURONEXT	DICEMBRE 2006	45
FTSE MIB	BORSA DI MILANO	FEBBRAIO 1999	139
IBEX 35	BORSA DI MADRID	GENNAIO 1999	140
MDAX	EUREX	APRILE 2005	65
MSCI PAN EURO	NYSE EURONEXT	GIUGNO 1999	135
STOXX EUROPE 50	EUREX	GENNAIO 1999	140
TECDAX	EUREX	APRILE 2003	89

### 3.3 Metodologia d'analisi

La metodologia utilizzata per determinare i rendimenti *momentum* e *contrarian* segue l'implementazione originaria del lavoro di JT.

Dapprima si è proceduto a determinare i rendimenti mensili dei contratti in oggetto, calcolandone la differenza prima dei logaritmi ed escludendo il mese di scadenza. In altre parole con l'ingresso del contratto *future* nel mese di scadenza, ai fini del calcolo di rendimenti, si utilizza il contratto con scadenza mensile o trimestrale successiva<sup>25</sup>.

Per quanto riguarda l'individuazione dei portafogli, all'inizio di ogni mese, si è proceduto in primis alla determinazione del rendimento medio di ogni contratto nel periodo di formazione  $J^{26}$  (con  $J = 1, 3, 6, 9, 12$  mesi). Questa operazione viene ripetuta di mese in mese sino al termine del campione.

Una volta ottenuti suddetti rendimenti, i contratti vengono ordinati, ogni mese, in modo crescente in base ai rendimenti conseguiti nel periodo di formazione precedente. Così ad esempio gli *assets* con i peggiori rendimenti medi si posizioneranno al vertice della classifica; viceversa quelli con i ritorni più elevati. In ogni periodo i contratti che rientrano nelle prime e nelle ultime cinque posizioni andranno a comporre rispettivamente i portafogli *loser* e quello *winner*. Sebbene in letteratura i *ranking* dei titoli vengono generalmente suddivisi in decili o quintili, nel presente studio questa suddivisione non risulta fattibile per l'esiguo numero dei *futures* considerati. Quindi, al fine di ottenere una sufficiente diversificazione dei portafogli, si è così optato per inserire i primi e gli ultimi cinque contratti, abbandonando dall'analisi quelli che occupano posizioni intermedie. Rimane comunque il fatto che, con lo scorrere della finestra temporale dell'analisi, tutti i *futures* partecipano (chi prima, chi poi) agli aggregati oggetto di studio. Il rendimento dei portafogli *winner* e *loser* viene poi determinato calcolando la media aritmetica semplice<sup>27</sup> dei ritorni dei cinque contratti contenuti negli stessi. Questo processo viene ripetuto ogni mese al fine di ottenere per gli aggregati oggetto di analisi due diverse serie storiche.

Una volta ottenute le serie storiche si procede con l'implementazione di strategie d'acquisto e di vendita. Quindi in ogni mese  $t$  (a partire dal gennaio 2000) verrà acquistato il portafoglio *winner* e venduto il portafoglio *loser*, ottenendo il portafoglio *momentum* come differenziale tra i due

---

<sup>25</sup> Chiarendo con un esempio quanto appena detto, supponiamo di avere un contratto *future* trimestrale con scadenza Dicembre. Tale contratto verrà utilizzato per determinare i rendimenti di Settembre, Ottobre e Novembre, mentre Dicembre (assieme a Gennaio e Febbraio) sarà computato dal contratto con scadenza Marzo.

<sup>26</sup> Il periodo di formazione (*ranking period*) comprende i rendimenti ottenuti dai portafogli nei  $J$  mesi precedenti.

<sup>27</sup> Il peso attribuito a ciascun contratto incluso nel portafoglio è il medesimo. Tuttavia è appena il caso di ricordare che in alcuni studi gli autori attribuiscono peso maggiore ai titoli che hanno ottenuto migliori *performance* nel periodo precedente.

precedenti. Le posizioni appena descritte verranno mantenute per i  $K^{28}$  mesi successivi (con  $K = 1, 3, 6, 9, 12, 60$ ) determinando così il rendimento medio mensile ottenuto dall'investimento. La metodologia appena descritta si può definire una semplice strategia *buy and hold*<sup>29</sup>, in quanto una volta investito nei portafogli, la posizione viene mantenuta sino al termine del periodo di riferimento<sup>30</sup>.

Infine, per ricavare il rendimento medio mensile di una determinata strategia " $J/K$ " verrà calcolata una media di tutti i ritorni ottenuti da ciascun portafoglio *momentum* con periodo di formazione  $J$  e periodo di detenzione  $K$ <sup>31</sup>.

Nel complesso le strategie analizzate sono quindi 30, ottenute dalla combinazione dei periodi di formazione  $J$  (con  $J = 1, 3, 6, 9, 12$  mesi) con quelli di detenzione  $K$  (con  $K = 1, 3, 6, 9, 12, 60$  mesi). In questo modo si dovrebbe riuscire, qualora l'effetto fosse presente, a dimostrare la validità sia delle strategie *momentum*, che dovrebbero manifestarsi entro i primi dodici mesi di formazione (nonché di detenzione), che di quelle *contrarian*, che viceversa dovrebbero palesarsi su orizzonti di investimento di medio-lungo periodo (60 mesi).

### 3.4 Analisi empirica

In questa sezione vengono presentati i risultati ottenuti dall'implementazione delle strategie di *trading* descritte nel paragrafo precedente. Nel paragrafo 4.4.1 saranno esposte le evidenze ottenute per il campione completo. Il paragrafo 4.4.2 mostrerà l'evoluzione temporale dei rendimenti dei diversi portafogli costruiti, verificando al tempo stesso se la strategia implementata abbia avuto effetti persistenti o parzialmente limitati. Dopo aver valutato i risultati restituiti dal *dataset* primario, nel paragrafo 4.4.3, il campione iniziale verrà scomposto in due sottoperiodi al fine di verificare la persistenza dell'effetto *momentum* (*contrarian*) su entrambi i suddetti sottoperiodi. Nel paragrafo 4.4.4 si procederà invece all'eliminazione di quelle osservazioni rientranti nel periodo

---

<sup>28</sup> Dove  $K$  identifica il periodo di detenzione del portafoglio.

<sup>29</sup> L'utilizzo della tecnica *buy and hold* permette altresì di evitare costosi ribilanciamenti mensili, che potrebbero affossare gli eventuali extra-rendimenti ottenuti dalle strategie.

<sup>30</sup> JT, invece ribilanciano gli aggregati ogni mese in base ai portafogli di titoli che si sono aggiudicati la prima e l'ultima posizione nel periodo di formazione. Per chiarire con un esempio, supponiamo di trovarci nel mese di Aprile e di analizzare la strategia " $J3/K3$ ": mentre nello studio originario si investe nei 3 migliori (peggiori) portafogli ottenuti rispettivamente nei mesi di Gennaio, Febbraio e Marzo, nel presente lavoro si investe esclusivamente nel migliore (peggiore) portafoglio ottenuto alla fine di Dicembre rilevandone il rendimento nei mesi di Gennaio, Febbraio e Marzo. Un'ulteriore differenza tra la metodologia qui utilizzata e quella di JT è rintracciabile nella contiguità tra il periodo di formazione e quello di detenzione del portafoglio, come del resto già implementato in altri studi sui mercati *futures* condotti da Pirrong, Miffre e Rallis.

<sup>31</sup> Al fine di evitare complicazioni di carattere tecnico, nel presente studio non verranno considerati i diversi costi sostenuti dall'investitore nell'implementazione delle diverse strategie, quali ad esempio costi di transazione ed eventuali margini di garanzia.

della crisi *sub prime* del 2008, verificando se l'effetto oggetto d'indagine si presenta con uguale intensità rispetto al campione completo. Infine nei paragrafi 4.4.5 e 4.4.6 verrà illustrata l'analisi econometrica delle serie storiche degli extra-rendimenti *momentum* e *contrarian* ed attraverso l'utilizzo di modelli OLS, verrà verificata l'utilità di alcuni fattori nella spiegazione di tale anomalia. Suddetta analisi sarà dapprima eseguita sul campione completo e poi sarà condotta in parallelo anche sul campione ridotto (2000-2007). In chiusura, nell'ultimo paragrafo, verranno comparati i risultati ottenuti in questo lavoro con quelli ottenuti nello studio di Pirrong (2005), che attualmente rimane il solo con tratti comuni a quello condotto in questa sede<sup>32</sup>.

### 3.4.1 La profittabilità delle strategie

L'analisi della redditività delle strategie *momentum* e *contrarian* ha avuto luogo attraverso la metodologia esposta nel paragrafo 2. Riassumendo brevemente, si sono costruiti portafogli vincenti e perdenti in base alle *performance* ottenute dai contratti *futures* oggetto d'analisi nei diversi periodi di formazione, ed in seguito si è investito su differenti orizzonti temporali nei portafogli stessi. La differenza tra i rendimenti degli aggregati vincenti e perdenti determina l'extra-profitto del portafoglio *momentum* (*contrarian*).

Nella tabella 7 vengono presentati i rendimenti medi mensili dei portafogli *winner*, *loser* e *momentum*; ogni aggregato è poi accompagnato dal valore della deviazione standard mensile e dalla statistica test di Shapiro-Wilk che verifica la normalità dei campioni.

---

<sup>32</sup> Anche Miffre e Rallis (2007) analizzano i mercati *futures*, ma le regressioni effettuate non permettono la comparazione dei risultati, visti i diversi regressori utilizzati.



**Tabella 7 – Statistiche descrittive dei portafogli winner, loser e momentum: media, deviazione standard e test di Shapiro-Wilk**

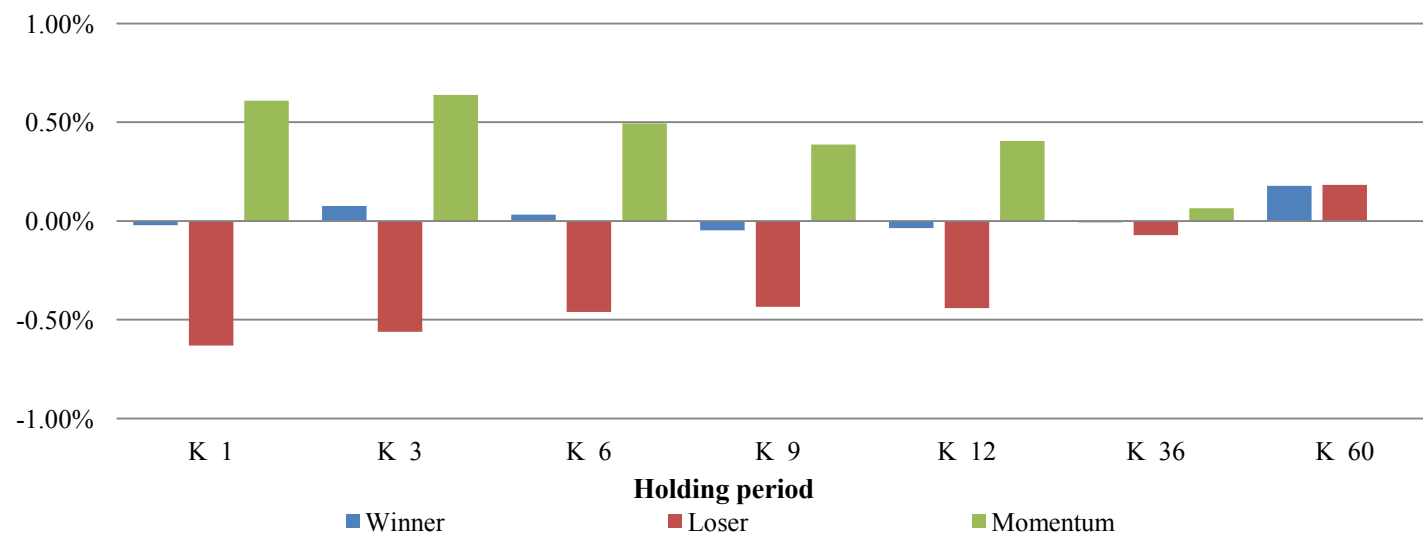
	Holding period 1 month			Holding period 3 months			Holding period 6 months			Holding period 9 months			Holding period 12 months			Holding period 60 months		
	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom
<i>Panel A: Ranking period 1 month</i>																		
Mean	-0.02 (0.96)	-0.63 (0.20)	0.61 (0.24)	0.08 (0.81)	-0.56 (0.23)	0.64 (0.10)	0.03 (0.93)	-0.46 (0.29)	0.49 (0.03)	-0.05 (0.91)	-0.44 (0.32)	0.39 (0.03)	-0.04 (0.93)	-0.44 (0.33)	0.41 (0.00)	0.18 (0.02)	0.18 (0.02)	-0.01 (0.86)
SD	4.73	5.50	5.79	2.89	3.69	3.81	2.53	2.69	2.90	2.14	2.21	2.39	1.87	1.98	2.08	0.47	0.45	0.59
SW	0.89 (0.00)	0.90 (0.00)	0.95 (0.00)	0.86 (0.00)	0.83 (0.00)	0.94 (0.00)	0.80 (0.00)	0.89 (0.00)	0.93 (0.00)	0.88 (0.00)	0.94 (0.00)	0.97 (0.00)	0.90 (0.00)	0.96 (0.00)	0.99 (0.27)	0.99 (0.73)	0.95 (0.01)	0.99 (0.83)
<i>Panel B: Ranking period 3 months</i>																		
Mean	0.38 (0.26)	-0.65 (0.24)	1.02 (0.09)	0.22 (0.52)	-0.60 (0.22)	0.82 (0.09)	0.03 (0.93)	-0.44 (0.32)	0.47 (0.18)	0.00 (1.00)	0.35 (0.43)	0.35 (0.16)	-0.02 (0.96)	-0.37 (0.43)	0.35 (0.16)	0.14 (0.09)	0.24 (0.00)	-0.09 (0.05)
SD	3.75	6.24	6.73	2.67	3.72	4.04	2.41	2.77	3.21	2.08	2.31	2.62	1.81	2.08	2.06	0.49	0.48	0.63
SW	0.97 (0.02)	0.84 (0.00)	0.92 (0.00)	0.95 (0.00)	0.85 (0.00)	0.88 (0.00)	0.83 (0.00)	0.90 (0.00)	0.87 (0.00)	0.87 (0.00)	0.95 (0.00)	0.92 (0.00)	0.91 (0.00)	0.94 (0.00)	0.96 (0.00)	0.98 (0.41)	0.97 (0.05)	0.97 (0.16)
<i>Panel C: Ranking period 6 months</i>																		
Mean	0.70 (0.02)	-0.83 (0.14)	1.53 (0.01)	0.49 (0.08)	-0.72 (0.14)	1.21 (0.01)	0.35 (0.22)	-0.61 (0.24)	0.97 (0.05)	0.33 (0.30)	-0.58 (0.30)	0.91 (0.07)	0.24 (0.52)	-0.54 (0.31)	0.79 (0.07)	0.07 (0.41)	0.30 (0.00)	-0.23 (0.00)
SD	3.28	6.33	6.71	2.21	3.68	3.83	1.70	2.93	3.12	1.50	2.57	2.69	1.52	2.24	2.21	0.48	0.46	0.63
SW	0.98 (0.05)	0.86 (0.00)	0.93 (0.00)	0.95 (0.00)	0.90 (0.00)	0.94 (0.00)	0.91 (0.00)	0.90 (0.00)	0.91 (0.00)	0.96 (0.00)	0.93 (0.00)	0.97 (0.00)	0.94 (0.00)	0.93 (0.00)	0.98 (0.18)	0.98 (0.27)	0.91 (0.00)	0.97 (0.14)
<i>Panel D: Ranking period 9 months</i>																		
Mean	0.57 (0.06)	-0.79 (0.16)	1.36 (0.02)	0.45 (0.10)	-0.69 (0.21)	1.14 (0.05)	0.41 (0.15)	-0.65 (0.26)	1.06 (0.07)	0.35 (0.29)	-0.64 (0.27)	0.99 (0.08)	0.28 (0.50)	-0.57 (0.27)	0.85 (0.06)	0.05 (0.61)	0.36 (0.00)	-0.31 (0.00)
SD	3.42	6.35	6.73	2.08	3.96	4.21	1.54	3.11	3.33	1.47	2.61	2.78	1.62	2.16	2.23	0.50	0.42	0.62
SW	0.93 (0.00)	0.85 (0.00)	0.91 (0.00)	0.93 (0.00)	0.88 (0.00)	0.92 (0.00)	0.97 (0.00)	0.88 (0.00)	0.94 (0.00)	0.96 (0.00)	0.92 (0.00)	0.98 (0.06)	0.88 (0.00)	0.92 (0.00)	0.97 (0.00)	0.96 (0.02)	0.90 (0.00)	0.98 (0.19)
<i>Panel E: Ranking period 12 months</i>																		
Mean	0.47 (0.12)	-0.63 (0.25)	1.10 (0.07)	0.44 (0.12)	-0.60 (0.25)	1.05 (0.08)	0.41 (0.16)	-0.59 (0.30)	1.00 (0.11)	0.37 (0.27)	-0.60 (0.28)	0.97 (0.08)	0.24 (0.57)	-0.48 (0.31)	0.73 (0.13)	0.00 (0.96)	0.40 (0.00)	-0.40 (0.00)
SD	3.38	6.15	6.78	2.12	3.83	4.37	1.56	3.08	3.44	1.43	2.56	2.82	1.69	2.02	2.38	0.50	0.39	0.59
SW	0.92 (0.00)	0.86 (0.00)	0.93 (0.00)	0.93 (0.00)	0.86 (0.00)	0.95 (0.00)	0.97 (0.00)	0.87 (0.00)	0.95 (0.00)	0.96 (0.00)	0.91 (0.00)	0.97 (0.00)	0.89 (0.00)	0.91 (0.00)	0.98 (0.07)	0.94 (0.00)	0.90 (0.00)	0.96 (0.04)

*Note:* Le medie e le deviazioni standard (SD) sono espresse su base mensile ed in percentuale. In parentesi vengono riportati, per le medie, i valori dei t-test che si avvalgono degli errori standard robusti di Newey-West, e per le mediane i valori dello Z-test di Wilcoxon.

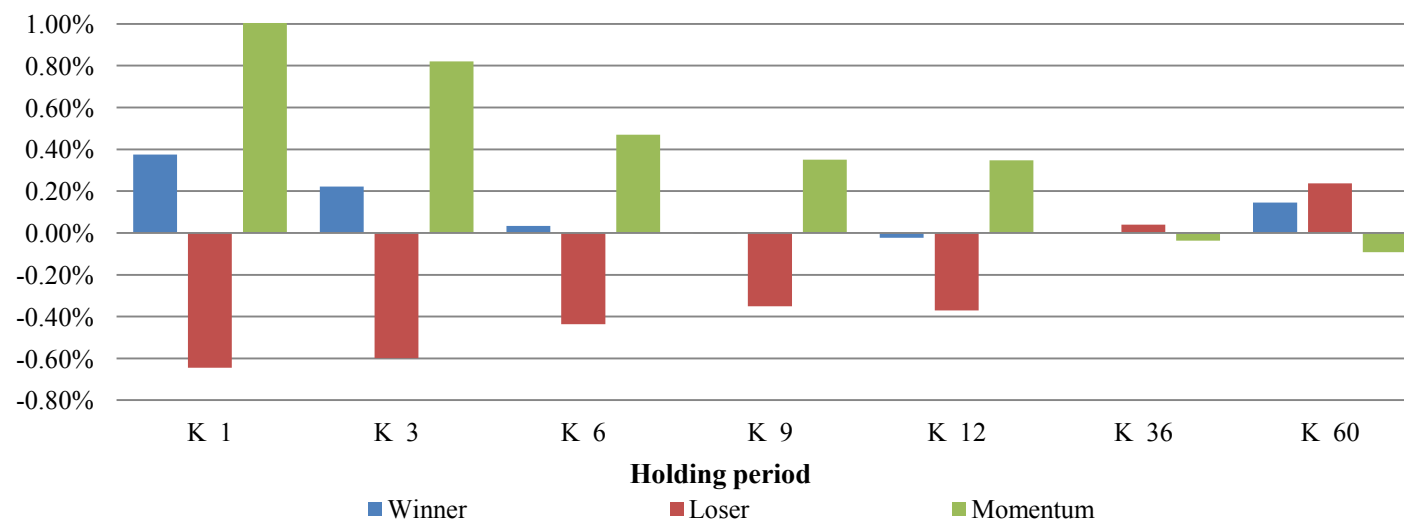
Da una prima osservazione delle tabelle possiamo notare che i portafogli vincenti ottengono, per le strategie *momentum*, rendimenti medi superiori ai panieri perdenti. Tale tendenza tende tuttavia a rovesciarsi per le posizioni che hanno un periodo di investimento uguale a 60 mesi. Tutto ciò appare abbondantemente in linea con la letteratura esistente, che dimostra come i buoni rendimenti ottenuti dagli *winner assets* tendono poi a riallinearsi verso i rendimenti medi di lungo periodo; di contro quelli degli *asset* perdenti invertono la loro tendenza facendo registrare *performance* migliori. Quindi è possibile affermare che mentre i rendimenti dei portafogli *winner* decrescono all'aumentare dell'arco temporale di investimento, quelli dei portafogli *loser* si comportano esattamente in modo opposto, performando rispetto ai primi dodici mesi di detenzione. Prendendo invece in considerazione esclusivamente gli aggregati *momentum*, si può notare che gli extra-rendimenti crescono sino ad un massimo dell'1,53% medio mensile ottenuto in corrispondenza della strategia "J6/K1". Le *performance* sono quindi crescenti sino al sesto mese di formazione ed in seguito iniziano a diminuire. D'altra parte, prescindendo dal periodo di formazione, è possibile notare che i rendimenti *momentum* sono decrescenti all'aumentare del periodo di investimento, per arrivare ad extra-profitti *contrarian* in archi temporali di 60 mesi.

Allo scopo di rendere più immediato ed agevole il confronto, i grafici che seguono riportano i rendimenti dei portafogli *winner*, *loser* e *momentum* distinti in base al periodo di formazione *J* e a quello di investimento *K*.

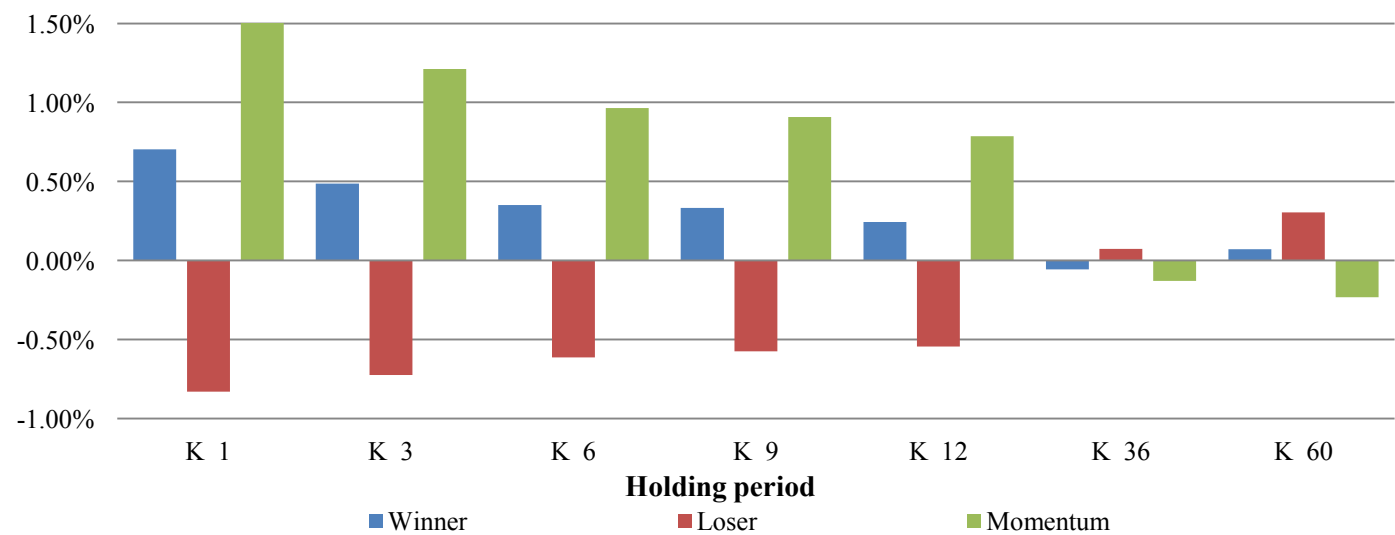
**Grafico 3 – Rendimenti medi mensili dei portafogli winner, loser e momentum (ranking period – 1 mese)**



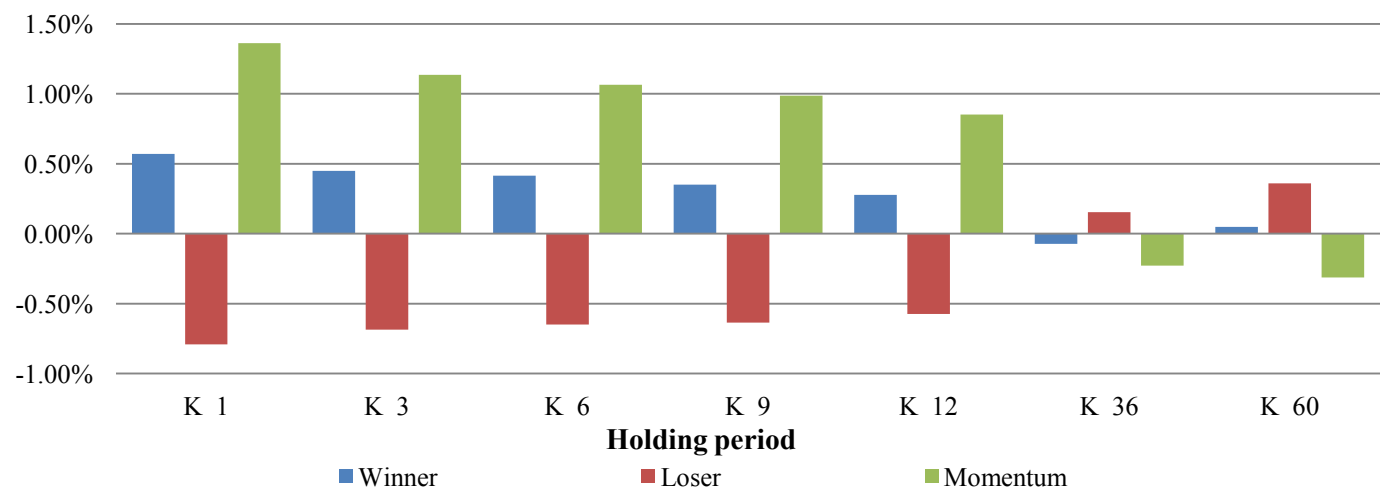
**Grafico 4 – Rendimenti medi mensili dei portafogli winner, loser e momentum (ranking period – 3 mesi)**



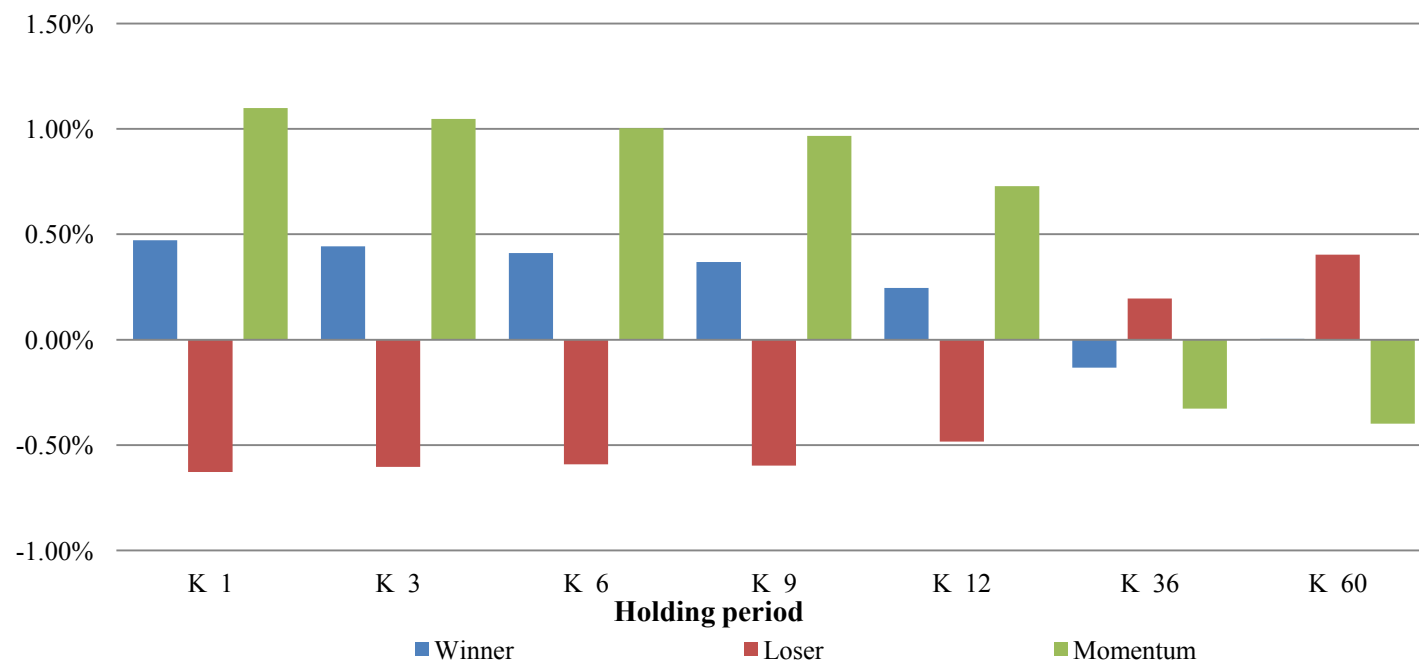
**Grafico 5 – Rendimenti medi mensili dei portafogli winner, loser e momentum (ranking period – 6 mesi)**



**Grafico 5 – Rendimenti medi mensili dei portafogli winner, loser e momentum (ranking period – 9 mesi)**



**Grafico 5 – Rendimenti medi mensili dei portafogli winner, loser e momentum (ranking period – 12 mesi)**



Ad un primo confronto con le strategie di riferimento utilizzate in letteratura<sup>33</sup>, ovvero la “J6/K6” e la “J9/K3”, i risultati appaiono estremamente simili, dato che si ottengono valori rispettivamente dello 0,97% e dell’1,14% (contro, ad esempio, quelli di JT pari rispettivamente allo 0,95% e all’1,21% per il mercato azionario, e quello di Miffre e Rallis pari allo 0,72%<sup>34</sup> ottenuto sui mercati *futures*).

Per quanto riguarda la rischiosità dei portafogli, possiamo notare come il rischio associato ai portafogli vincenti sia sempre inferiore rispetto a quello dei portafogli perdenti. Inoltre la volatilità diminuisce all’aumentare del periodo di detenzione dei portafogli<sup>35</sup>. La deviazione standard che invece caratterizza gli aggregati *momentum* risulta più elevata rispetto quella dei portafogli che la formano, rendendo in tal modo l’aggregato sempre più rischioso. Questi risultati appaiono paragonabili alle evidenze riportate nel lavoro di Miffre e Rallis sui mercati *futures* delle materie prime.

Dall’analisi dei valori assunti dal test di Shapiro-Wilk possiamo invece osservare che gli aggregati associati ad una distribuzione gaussiana, con un livello di significatività superiore al 5%, sono 11 su 90 (circa il 12%). Per questo la tabella 8 mostra i valori di un test non parametrico, quale il test di Wilcoxon<sup>36</sup>, allo scopo di verificare se la mediana sia significativamente diversa da zero per gli aggregati *winner* e *loser*. Mentre per il portafoglio *momentum* viene testata la differenza tra i valori mediani dei portafogli vincenti e perdenti.

---

<sup>33</sup> Il confronto è puramente informativo, dato che per gli aggregati di JT non viene riportato il valore delle deviazioni standard.

<sup>34</sup> Questo valore si riferisce solo alla strategia “J6/K6”, dato che nello studio di Miffre e Rallis la “J9/K3” non viene realizzata.

<sup>35</sup> Ciò potrebbe essere dovuto alla diminuzione della numerosità campionaria che accompagna l’aumento dell’arco temporale considerato, oppure, come sostiene Pirrong, al ritorno verso un rendimento medio più stabile dei vari portafogli considerati

<sup>36</sup> Il test di Wilcoxon si può definire l’equivalente non parametrico del *t-test* di Student per due campioni.

**Tabella 8 – Rendimenti mediani and Wilcoxon Z-test dei portafogli winner, loser e momentum**

	Holding period 1 month			Holding period 3 months			Holding period 6 months			Holding period 9 months			Holding period 12 months			Holding period 60 months		
	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom
<i>Panel A: Ranking period 1 month</i>																		
Median	0.61	-0.05	0.66	0.28	-0.10	0.38	0.27	-0.16	0.43	0.25	0.01	0.25	0.35	-0.05	0.40	0.12	0.09	0.03
Z-test	0.97	-0.60	1.00	1.60	-1.15	1.86	2.04	-1.45	2.48	1.47	-1.24	2.04	1.52	-1.53	2.21	2.84	3.46	-0.05
	[0.33]	[0.55]	[0.31]	[0.11]	[0.25]	[0.06]	[0.04]	[0.15]	[0.01]	[0.14]	[0.22]	[0.04]	[0.13]	[0.13]	[0.03]	[0.00]	[0.00]	[0.96]
<i>Panel B: Ranking period 3 months</i>																		
Median	0.29	-0.04	0.33	0.37	-0.15	0.52	0.39	-0.13	0.53	0.37	0.02	0.36	0.28	-0.02	0.30	0.12	0.15	-0.04
Z-test	1.36	-0.37	1.97	1.98	-1.15	2.21	1.85	-1.51	2.79	1.65	-0.94	2.54	1.21	-0.91	2.12	2.34	3.79	-1.18
	[0.17]	[0.71]	[0.05]	[0.05]	[0.25]	[0.03]	[0.06]	[0.13]	[0.01]	[0.10]	[0.35]	[0.01]	[0.23]	[0.36]	[0.03]	[0.02]	[0.00]	[0.24]
<i>Panel C: Ranking period 6 months</i>																		
Median	0.13	0.04	0.09	0.44	-0.16	0.60	0.44	-0.19	0.63	0.49	-0.04	0.54	0.32	-0.07	0.39	0.10	0.14	-0.04
Z-test	2.07	-0.81	2.95	3.12	-1.66	4.10	2.99	-2.09	4.31	3.14	-1.32	3.82	2.79	-1.42	3.79	1.41	5.00	-2.70
	[0.04]	[0.42]	[0.00]	[0.00]	[0.10]	[0.00]	[0.00]	[0.04]	[0.00]	[0.00]	[0.19]	[0.00]	[0.01]	[0.16]	[0.00]	[0.16]	[0.00]	[0.01]
<i>Panel D: Ranking period 9 months</i>																		
Median	0.26	-0.19	0.45	0.40	-0.10	0.50	0.30	-0.07	0.37	0.35	-0.05	0.40	0.34	-0.07	0.41	0.09	0.18	-0.09
Z-test	2.33	-1.24	3.08	3.02	-1.38	3.46	3.23	-1.39	3.62	3.47	-1.20	3.67	3.55	-1.50	3.61	1.00	6.08	-3.58
	[0.02]	[0.21]	[0.00]	[0.00]	[0.17]	[0.00]	[0.00]	[0.17]	[0.00]	[0.00]	[0.23]	[0.00]	[0.00]	[0.13]	[0.00]	[0.32]	[0.00]	[0.00]
<i>Panel E: Ranking period 12 months</i>																		
Median	0.39	0.01	0.38	0.40	-0.02	0.42	0.31	0.04	0.28	0.47	-0.09	0.56	0.36	-0.06	0.42	0.07	0.24	-0.17
Z-test	2.13	-0.81	2.05	3.02	-0.76	2.75	3.37	-1.14	3.12	3.81	-1.31	3.32	3.43	-1.20	2.91	0.43	6.84	-4.49
	[0.03]	[0.42]	[0.04]	[0.00]	[0.45]	[0.01]	[0.00]	[0.25]	[0.00]	[0.00]	[0.19]	[0.00]	[0.00]	[0.23]	[0.00]	[0.67]	[0.00]	[0.00]

*Note:* le mediane sono espresse su base mensile ed in percentuale. In parentesi vengono riportati i p-values dello Z-test di Wilcoxon.

Attraverso l'utilizzo di un test non parametrico, quale quello specificato sopra, è quindi possibile testare la significatività degli extra-rendimenti ottenuti. Dalla tabella 8 si evince che su un totale di 25 portafogli *momentum*, 24 mostrano significatività statistica ad un livello di almeno il 10% (solo il portafoglio "J1/K1" non risulta significativo). Se poniamo invece l'attenzione sulle strategie *contrarian*, osserviamo che solo 3 tra i 5 dei portafogli analizzati hanno una significatività elevata. Possiamo quindi affermare che l'implementazione delle strategie in oggetto rende possibile la generazione di profitti statisticamente significativi anche sul mercato dei *future*. Tra tutte le strategie, se si considerano orizzonti di investimento inferiori o uguali ai dodici mesi, i portafogli vincenti risultano quelli con rendimenti più significativi, con valori medi che oscillano tra lo 0,70% della strategia "J6/K1" e il 0,00% di quella "J3/K9"<sup>37</sup>

Al contrario, per un arco temporale di 5 anni, risultano maggiormente significativi i rendimenti dei portafogli *loser*, mostrando rendimenti che variano tra lo 0,40% della strategia "J12/K60" ed il 0,23% della strategia "J6/K60". Da un'analisi congiunta delle tabelle appare così evidente che l'effetto *momentum* sia guidato dai portafogli vincenti, mentre quello *contrarian* sia maggiormente influenzato dai portafogli perdenti.

La tabella 9 contiene invece i risultati di strategie *momentum* e *contrarian* ottenute attraverso l'implementazione di metodologie alternative di costruzione dei portafogli. Tali dati vengono presentati affinché non si possa pensare che gli extra-rendimenti sopra descritti siano derivanti da caratteristiche microstrutturali del mercato. Onde evitare effetti *reversal* di brevissimo periodo, la consuetudine di interporre un periodo tra il *ranking* e l'*holding period*, è molto diffusa negli studi che analizzano le anomalie di mercato in questione. Tuttavia dai dati che vengono presentati in tabella si nota che, ai fini della nostra analisi, l'interporre o meno un mese di sospensione tra il periodo di formazione e quello di detenzione non si rivela cruciale per l'indagine.

Infatti i rendimenti medi mensili sono apparentemente inferiori rispetto al caso in cui i portafogli abbiano periodo di formazione e detenzione contiguo. In questo caso le strategie che mostrano una significatività statistica sono 24 su 30, contro le 27 su 30 realizzate nel caso di assenza del periodo di attesa. Si può quindi concludere che le differenze tra le due metodologie di costruzione dei portafogli non si dimostrano significative, almeno nello studio condotto in questa sede, e che quindi i risultati presentati in precedenza si dimostrano sufficientemente robusti.

---

<sup>37</sup> È appena il caso di sottolineare che le *performance* fortemente negative dei panieri *loser*, seppur non risultino statisticamente significative, contribuiscono fortemente al risultato finale.



**Tabella 9 – Statistiche descrittive dei portafogli winner, loser e momentum ottenuti interponendo un mese di sospensione tra il periodo di formazione e quello di detenzione: media, deviazione standard e test di Shapiro-Wilk**

	Holding period 1 month			Holding period 3 months			Holding period 6 months			Holding period 9 months			Holding period 12 months			Holding period 60 months		
	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom
<i>Panel A: Ranking period 1 month</i>																		
Mean	0.00	-0.52	0.51	0.14	-0.49	0.63	-0.02	-0.43	0.41	-0.10	-0.36	0.26	-0.04	-0.40	0.36	0.18	0.20	-0.03
	(-0.01)	(-0.97)	(0.97)	(0.95)	(-0.19)	(1.75)	(0.95)	(-0.50)	(1.50)	(0.82)	(-0.46)	(1.14)	(0.83)	(-0.44)	(1.84)	(3.15)	(3.86)	(-0.38)
Median	0.17	0.23	-0.06	0.50	-0.14	0.64	0.28	0.07	0.20	0.39	0.02	0.37	0.28	-0.06	0.34	0.11	0.13	-0.01
	[1.06]	[0.21]	[1.09]	[2.26]	[-0.69]	[2.08]	[1.51]	[-1.04]	[2.13]	[1.29]	[-1.03]	[1.69]	[1.50]	[-1.28]	[1.86]	[2.77]	[3.88]	[-0.42]
SD	4.41	6.00	5.96	2.72	3.66	4.03	2.38	2.77	3.03	2.14	2.25	2.47	1.81	2.03	2.12	0.47	0.44	0.57
<i>Panel B: Ranking period 3 months</i>																		
Mean	0.27	-0.58	0.85	0.03	-0.55	0.58	-0.03	-0.37	0.34	-0.06	-0.31	0.25	-0.07	-0.34	0.28	0.14	0.26	-0.12
	(0.77)	(-1.09)	(1.47)	(0.77)	(-0.56)	(1.46)	(0.90)	(-0.54)	(1.91)	(0.84)	(-0.39)	(2.52)	(0.64)	(-0.32)	(1.89)	(2.43)	(4.39)	(-1.59)
Median	0.30	0.10	0.20	0.31	-0.02	0.33	0.27	0.08	0.19	0.36	0.04	0.33	0.26	-0.01	0.27	0.10	0.16	-0.07
	[1.28]	[-0.23]	[1.25]	[1.47]	[-0.76]	[1.56]	[1.57]	[-0.97]	[2.25]	[1.21]	[-0.49]	[1.81]	[0.75]	[-0.59]	[1.44]	[2.38]	[3.99]	[-1.47]
SD	3.90	6.01	6.51	2.90	3.72	3.88	2.40	2.75	3.22	2.03	2.36	2.62	1.82	2.06	2.06	0.47	0.49	0.62
<i>Panel C: Ranking period 6 months</i>																		
Mean	0.49	-0.67	1.16	0.32	-0.64	0.95	0.30	-0.56	0.86	0.25	-0.53	0.77	0.18	-0.51	0.69	0.06	0.33	-0.27
	(1.70)	(-1.26)	(2.05)	(1.72)	(-0.91)	(2.27)	(1.85)	(-0.81)	(2.72)	(1.51)	(-0.67)	(2.47)	(1.28)	(-0.59)	(2.04)	(1.01)	(5.92)	(-3.57)
Median	0.26	-0.06	0.33	0.38	-0.08	0.46	0.26	-0.08	0.34	0.35	-0.01	0.35	0.26	-0.06	0.32	0.08	0.14	-0.06
	[1.81]	[-0.50]	[2.41]	[2.34]	[-1.31]	[3.07]	[2.63]	[-1.34]	[3.22]	[2.60]	[-0.92]	[3.10]	[2.39]	[-0.94]	[3.09]	[1.41]	[5.30]	[-3.16]
SD	3.25	6.02	6.38	2.29	3.73	4.02	1.62	3.05	3.27	1.59	2.60	2.78	1.59	2.23	2.22	0.48	0.46	0.62
<i>Panel D: Ranking period 9 months</i>																		
Mean	0.46	-0.61	1.08	0.39	-0.62	1.00	0.35	-0.63	0.99	0.29	-0.60	0.89	0.20	-0.51	0.71	0.04	0.38	-0.34
	(1.63)	(-1.13)	(1.84)	(2.80)	(-1.11)	(2.85)	(2.29)	(-1.13)	(2.80)	(1.88)	(-0.90)	(2.49)	(1.44)	(-0.73)	(2.08)	(0.66)	(7.39)	(-4.69)
Median	0.26	-0.05	0.32	0.22	0.05	0.17	0.26	0.07	0.19	0.31	-0.06	0.38	0.34	-0.03	0.36	0.09	0.19	-0.09
	[2.06]	[-0.55]	[2.00]	[2.51]	[-0.74]	[2.79]	[2.74]	[-0.91]	[3.19]	[3.13]	[-1.13]	[3.01]	[3.12]	[-1.25]	[2.92]	[0.90]	[6.18]	[-3.95]
SD	3.20	6.07	6.59	2.05	3.91	4.26	1.58	3.13	3.41	1.55	2.62	2.82	1.72	2.10	2.27	0.48	0.42	0.60
<i>Panel E: Ranking period 12 months</i>																		
Mean	0.46	-0.63	1.08	0.39	-0.60	0.99	0.38	-0.58	0.95	0.30	-0.56	0.86	0.17	-0.42	0.60	0.00	0.42	-0.42
	(1.54)	(-1.19)	(1.84)	(1.42)	(-1.15)	(1.67)	(1.29)	(-1.00)	(1.53)	(0.84)	(-1.04)	(1.56)	(0.38)	(-0.92)	(1.22)	(-0.04)	(8.81)	(-6.16)
Median	0.40	-0.05	0.45	0.38	0.07	0.31	0.32	0.01	0.31	0.47	-0.06	0.53	0.34	-0.02	0.35	0.07	0.37	-0.30
	[2.18]	[-0.53]	[1.78]	[2.94]	[-0.64]	[2.61]	[3.23]	[-0.94]	[2.93]	[3.47]	[-1.13]	[2.86]	[3.05]	[-0.75]	[2.46]	[0.35]	[6.79]	[-4.89]
SD	3.34	5.91	6.65	2.11	3.82	4.39	1.55	3.13	3.48	1.55	2.55	2.83	1.79	1.99	2.47	0.49	0.39	0.57

*Note:* le medie, le mediane e le deviazioni standard (SD) sono espresse su base mensile ed in percentuale. In parentesi vengono riportati, per le medie, i valori dei t-test che si avvalgono degli errori standard robusti di Newey-West, e per le mediane i valori dello Z-test di Wilcoxon.

### 3.4.2 Evoluzione temporale dei rendimenti momentum

Le teorie che definiscono le anomalie *momentum* e *contrarian* prevedono che i titoli che abbiano realizzato rendimenti superiori alla media nei periodi precedenti continuino a mantenere tale tendenza anche nei mesi successivi, generando un *trend* positivo di breve periodo il quale dovrebbe poi esaurirsi ed invertire la tendenza. Questo paragrafo mostra l'evoluzione temporale dei rendimenti di diversi portafogli, verificando al tempo stesso se la strategia implementata abbia avuto effetti persistenti o limitati nel tempo.

La tabella 10 presenta i rendimenti medi mensili e quelli medi cumulati ricavati dai portafogli *winner* e *loser* con periodo di formazione pari a sei mesi. La differenza fra i due aggregati fornisce il rendimento del portafoglio *momentum* che viene riportato in grassetto. Come ampiamente dimostrato in letteratura, i titoli vincenti realizzano rendimenti crescenti nel primo anno successivo all'investimento, sino ad arrivare ad un livello massimo del 5,03% in corrispondenza del tredicesimo mese, per poi avviare un lento declino nel periodo successivo toccando un -2,01% nell'ultimo mese di analisi. I portafogli *loser* si comportano invece in modo opposto, presentando rendimenti mensili negativi sino al diciannovesimo mese successivo all'investimento (con un picco minimo del -5,64%), per poi presentare rendimenti mediamente positivi. Il portafoglio *momentum*, ottenuto come differenza tra gli aggregati vincenti e perdenti, mostra rendimenti crescenti sino al sedicesimo mese (con picco massimo del 9,81%), per poi iniziare a decrescere all'aumentare del periodo di detenzione, terminando con una performance del -4,65% nel trentaseiesimo mese.

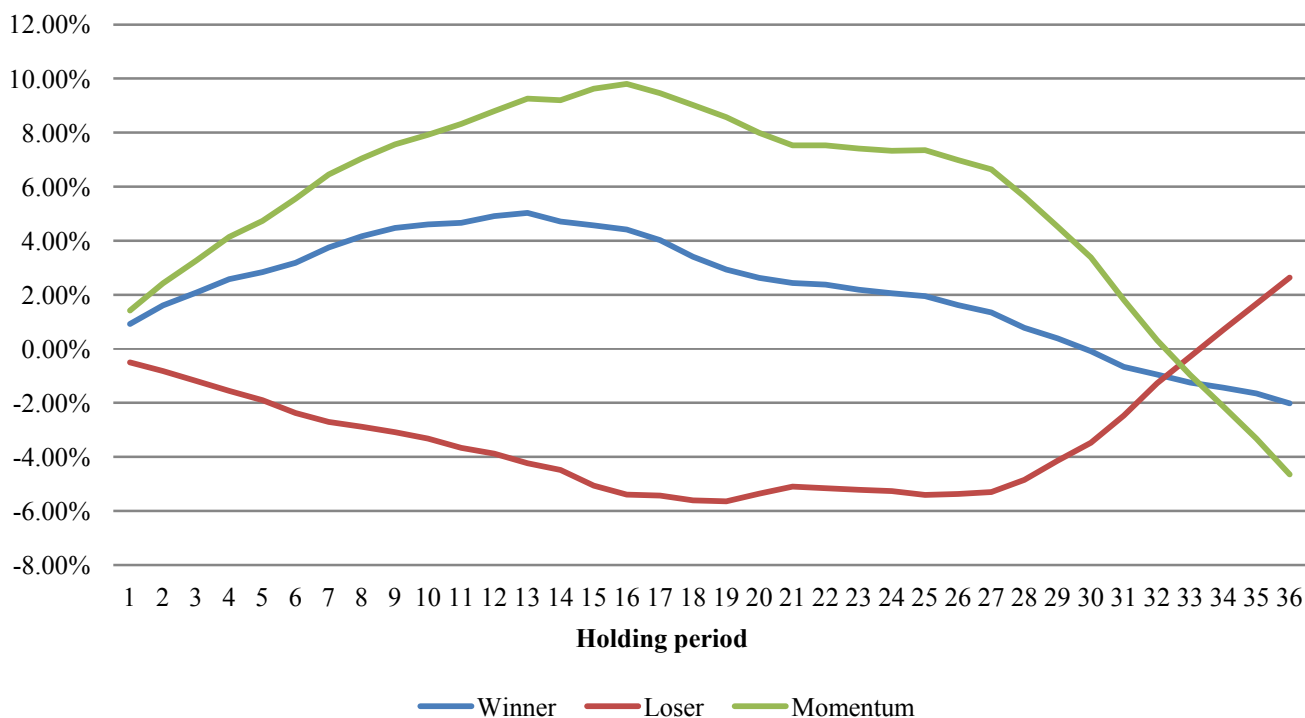
**Tabella 10 – Evoluzione temporale dei rendimenti medi, mensili e cumulati, associati ai portafogli winner, loser e momentum.**

T	Monthly return Winner		Monthly return Loser		Monthly return Momentum		Cumulative return Winner		Cumulative return Loser		Cumulative return Momentum	
1	0.0092	(2.80)	-0.0050	(-1.01)	<b>0.0142</b>	<b>(2.48)</b>	0.0092	(2.80)	-0.0050	(-1.01)	<b>0.0142</b>	<b>(2.48)</b>
2	0.0070	(2.24)	-0.0031	(-0.63)	<b>0.0101</b>	<b>(1.75)</b>	0.0161	(2.79)	-0.0082	(-0.99)	<b>0.0243</b>	<b>(2.75)</b>
3	0.0047	(1.40)	-0.0038	(-0.81)	<b>0.0084</b>	<b>(1.57)</b>	0.0208	(2.28)	-0.0119	(-1.03)	<b>0.0327</b>	<b>(2.77)</b>
4	0.0051	(1.48)	-0.0036	(-0.80)	<b>0.0087</b>	<b>(1.70)</b>	0.0258	(2.04)	-0.0156	(-1.04)	<b>0.0414</b>	<b>(2.96)</b>
5	0.0025	(0.63)	-0.0034	(-0.76)	<b>0.0060</b>	<b>(1.08)</b>	0.0284	(1.72)	-0.0190	(-1.02)	<b>0.0474</b>	<b>(2.84)</b>
6	0.0034	(0.83)	-0.0047	(-1.06)	<b>0.0081</b>	<b>(1.48)</b>	0.0318	(1.59)	-0.0237	(-1.04)	<b>0.0555</b>	<b>(2.93)</b>
7	0.0057	(1.55)	-0.0033	(-0.72)	<b>0.0090</b>	<b>(1.60)</b>	0.0375	(1.60)	-0.0270	(-0.95)	<b>0.0645</b>	<b>(2.91)</b>
8	0.0042	(1.09)	-0.0018	(-0.39)	<b>0.0060</b>	<b>(1.08)</b>	0.0417	(1.49)	-0.0288	(-0.86)	<b>0.0705</b>	<b>(2.68)</b>
9	0.0031	(0.80)	-0.0021	(-0.43)	<b>0.0052</b>	<b>(0.91)</b>	0.0448	(1.35)	-0.0309	(-0.81)	<b>0.0757</b>	<b>(2.52)</b>
10	0.0013	(0.32)	-0.0023	(-0.48)	<b>0.0036</b>	<b>(0.63)</b>	0.0461	(1.19)	-0.0332	(-0.78)	<b>0.0793</b>	<b>(2.32)</b>
11	0.0005	(0.12)	-0.0035	(-0.73)	<b>0.0040</b>	<b>(0.71)</b>	0.0466	(1.05)	-0.0366	(-0.77)	<b>0.0832</b>	<b>(2.10)</b>
12	0.0026	(0.62)	-0.0022	(-0.49)	<b>0.0048</b>	<b>(0.85)</b>	0.0492	(0.99)	-0.0388	(-0.73)	<b>0.0880</b>	<b>(1.93)</b>
13	0.0012	(0.26)	-0.0035	(-0.76)	<b>0.0046</b>	<b>(0.84)</b>	0.0503	(0.91)	-0.0423	(-0.71)	<b>0.0926</b>	<b>(1.79)</b>
14	-0.0032	(-0.63)	-0.0026	(-0.55)	<b>-0.0006</b>	<b>(-0.11)</b>	0.0471	(0.75)	-0.0448	(-0.70)	<b>0.0920</b>	<b>(1.60)</b>
15	-0.0014	(-0.29)	-0.0058	(-1.21)	<b>0.0044</b>	<b>(0.82)</b>	0.0457	(0.65)	-0.0506	(-0.73)	<b>0.0963</b>	<b>(1.54)</b>
16	-0.0015	(-0.30)	-0.0033	(-0.75)	<b>0.0018</b>	<b>(0.30)</b>	0.0442	(0.56)	-0.0539	(-0.72)	<b>0.0981</b>	<b>(1.44)</b>
17	-0.0040	(-0.75)	-0.0005	(-0.10)	<b>-0.0035</b>	<b>(-0.56)</b>	0.0402	(0.46)	-0.0543	(-0.70)	<b>0.0946</b>	<b>(1.26)</b>
18	-0.0061	(-1.09)	-0.0017	(-0.40)	<b>-0.0044</b>	<b>(-0.70)</b>	0.0341	(0.35)	-0.0561	(-0.68)	<b>0.0902</b>	<b>(1.10)</b>
19	-0.0047	(-0.82)	-0.0003	(-0.08)	<b>-0.0044</b>	<b>(-0.66)</b>	0.0294	(0.28)	-0.0564	(-0.66)	<b>0.0858</b>	<b>(0.95)</b>
20	-0.0031	(-0.52)	0.0028	(0.61)	<b>-0.0059</b>	<b>(-0.89)</b>	0.0263	(0.23)	-0.0536	(-0.60)	<b>0.0799</b>	<b>(0.82)</b>
21	-0.0020	(-0.32)	0.0026	(0.59)	<b>-0.0046</b>	<b>(-0.69)</b>	0.0243	(0.20)	-0.0510	(-0.55)	<b>0.0753</b>	<b>(0.72)</b>
22	-0.0006	(-0.10)	-0.0006	(-0.15)	<b>0.0000</b>	<b>(0.01)</b>	0.0237	(0.19)	-0.0516	(-0.54)	<b>0.0753</b>	<b>(0.69)</b>
23	-0.0018	(-0.30)	-0.0006	(-0.13)	<b>-0.0012</b>	<b>(-0.19)</b>	0.0219	(0.16)	-0.0522	(-0.54)	<b>0.0741</b>	<b>(0.66)</b>
24	-0.0013	(-0.21)	-0.0005	(-0.10)	<b>-0.0008</b>	<b>(-0.14)</b>	0.0206	(0.15)	-0.0527	(-0.53)	<b>0.0733</b>	<b>(0.65)</b>
25	-0.0012	(-0.20)	-0.0014	(-0.28)	<b>0.0002</b>	<b>(0.04)</b>	0.0194	(0.13)	-0.0541	(-0.54)	<b>0.0735</b>	<b>(0.67)</b>
26	-0.0033	(-0.54)	0.0004	(0.09)	<b>-0.0037</b>	<b>(-0.65)</b>	0.0162	(0.11)	-0.0537	(-0.53)	<b>0.0698</b>	<b>(0.65)</b>
27	-0.0027	(-0.43)	0.0007	(0.17)	<b>-0.0034</b>	<b>(-0.57)</b>	0.0135	(0.09)	-0.0530	(-0.52)	<b>0.0665</b>	<b>(0.62)</b>
28	-0.0057	(-0.88)	0.0045	(1.37)	<b>-0.0102</b>	<b>(-1.64)</b>	0.0078	(0.05)	-0.0485	(-0.47)	<b>0.0563</b>	<b>(0.54)</b>
29	-0.0040	(-0.59)	0.0071	(2.25)	<b>-0.0111</b>	<b>(-1.72)</b>	0.0038	(0.02)	-0.0414	(-0.41)	<b>0.0452</b>	<b>(0.44)</b>
30	-0.0047	(-0.68)	0.0066	(1.94)	<b>-0.0114</b>	<b>(-1.74)</b>	-0.0009	(-0.01)	-0.0347	(-0.34)	<b>0.0338</b>	<b>(0.32)</b>
31	-0.0058	(-0.82)	0.0100	(3.02)	<b>-0.0158</b>	<b>(-2.36)</b>	-0.0067	(-0.04)	-0.0247	(-0.25)	<b>0.0181</b>	<b>(0.17)</b>
32	-0.0029	(-0.42)	0.0120	(3.60)	<b>-0.0149</b>	<b>(-2.25)</b>	-0.0095	(-0.06)	-0.0127	(-0.13)	<b>0.0032</b>	<b>(0.03)</b>
33	-0.0030	(-0.44)	0.0098	(3.43)	<b>-0.0128</b>	<b>(-1.92)</b>	-0.0125	(-0.07)	-0.0029	(-0.03)	<b>-0.0096</b>	<b>(-0.09)</b>
34	-0.0019	(-0.28)	0.0100	(3.62)	<b>-0.0118</b>	<b>(-1.74)</b>	-0.0144	(-0.08)	0.0070	(0.07)	<b>-0.0214</b>	<b>(-0.19)</b>
35	-0.0022	(-0.32)	0.0096	(3.73)	<b>-0.0118</b>	<b>(-1.74)</b>	-0.0165	(-0.10)	0.0166	(0.18)	<b>-0.0332</b>	<b>(-0.29)</b>
36	-0.0036	(-0.53)	0.0097	(3.67)	<b>-0.0133</b>	<b>(-1.96)</b>	-0.0201	(-0.12)	0.0263	(0.29)	<b>-0.0465</b>	<b>(-0.40)</b>

*Note:* in parentesi viene riportato il valore del t-test (che nel caso di rendimenti cumulati utilizza la variante di Newey-West per il calcolo degli errori standard).

Anche attraverso il supporto del grafico 2 si evidenzia come i rendimenti medi cumulati del paniere *momentum* assumano una forma ad U rovesciata, pienamente in linea con la letteratura precedente.

**Grafico 4 – Evoluzione temporale dei rendimenti medi cumulati per i portafogli winner, loser e momentum con periodo di formazione pari a 6 mesi.**



Questo comportamento, analizzato per i portafogli con periodo di formazione pari a 6 mesi potrebbe essere replicato anche per le altre strategie con diverso *ranking period* (sino ai 12 mesi). L'effetto sarebbe il medesimo.

Dalle evidenze si evince dunque che la strategia non ha effetti persistenti in quanto i rendimenti *momentum* perdurano esclusivamente su orizzonti temporali non superiori ai 12 mesi. Successivamente, per l'effetto *reversal*, i portafogli vincenti divengono perdenti, e viceversa, generando così extra-rendimenti *contrarian* su orizzonti di investimento pari a 5 anni .

### 3.4.3 Scomposizione del campione indagato

Una volta verificato che l'implementazione delle strategie in esame produce extra-rendimenti significativi, si procede a testare l'ipotesi che l'effetto *momentum* caratterizzi stabilmente il mercato. Tale verifica si rende necessaria al fine di non considerare come anomalia di mercato un particolare effetto che potrebbe essere ristretto ad uno specifico periodo temporale, e che quindi potrebbe non manifestarsi con costanza. Il campione complessivo verrà quindi scomposto in due distinti sottocampioni di uguale ampiezza; il primo considererà il periodo intercorrente tra il Gennaio 2000 e l'Aprile 2005, mentre il secondo il periodo Maggio 2005 - Agosto 2010. La metodologia utilizzata per la costruzione dei portafogli ed il calcolo dei rendimenti rimane la medesima già utilizzata precedentemente. Di seguito vengono presentate le tabelle 11 e 12 che riassumono i risultati<sup>38</sup> ottenuti dall'indagine svolta.

---

<sup>38</sup> Data la non elevata numerosità campionaria derivante dalla scomposizione del *dataset* complessivo, non sarà presentata la strategia con periodo d'investimento pari a 60 mesi.

**Tabella 11 – Statistiche descrittive dei portafogli winner, loser e momentum per il campione Gennaio 2000 - Aprile 2005**

	Holding period 1 month			Holding period 3 months			Holding period 6 months			Holding period 9 months			Holding period 12 months			Holding period 36 months		
	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom
<i>Panel A: Ranking period 1 month</i>																		
Mean	-0.18	-0.56	0.38	0.05	-0.55	0.60	-0.13	-0.56	0.43	-0.25	-0.63	0.38	-0.27	-0.71	0.44	-0.49	-0.74	0.25
Median	0.58	0.02	0.56	0.23	0.04	0.19	0.08	-0.16	0.24	-0.02	-0.21	0.19	0.07	-0.36	0.43	-0.26	-0.85	0.59
	[0.18]	[-0.49]	[0.93]	[0.91]	[-0.88]	[1.68]	[0.21]	[-1.70]	[1.63]	[-0.44]	[-2.09]	[1.44]	[-0.53]	[-2.62]	[1.85]	[-2.17]	[-3.79]	[1.35]
SD	3.54	4.97	5.22	1.79	3.03	3.40	1.79	2.08	2.45	1.64	1.89	2.11	1.51	1.68	1.88	0.93	0.77	1.18
<i>Panel B: Ranking period 3 months</i>																		
Mean	0.15	-0.61	0.76	-0.02	-0.50	0.48	-0.11	-0.59	0.48	-0.17	-0.64	0.47	-0.30	-0.63	0.32	-0.64	-0.64	0.00
Median	-0.07	-0.09	0.01	0.10	-0.15	0.25	0.22	-0.18	0.40	-0.07	-0.22	0.15	-0.27	-0.27	-0.01	-0.17	-0.58	0.42
	[0.09]	[-0.17]	[0.78]	[0.70]	[-0.93]	[1.31]	[0.20]	[-1.83]	[1.91]	[-0.27]	[-2.24]	[2.24]	[-0.90]	[-2.45]	[1.65]	[-2.24]	[-3.43]	[0.52]
SD	3.36	5.70	6.26	2.48	3.01	2.90	2.04	2.14	2.09	1.82	1.87	1.93	1.68	1.64	1.65	0.99	0.76	1.21
<i>Panel C: Ranking period 6 months</i>																		
Mean	0.60	-0.75	1.35	0.34	-0.68	1.02	0.16	-0.68	0.84	0.06	-0.74	0.81	-0.06	-0.72	0.66	-0.55	-0.65	0.11
Median	0.07	0.43	-0.36	0.36	-0.11	0.47	0.04	-0.09	0.13	0.06	0.00	0.06	0.04	-0.05	0.09	0.02	-0.58	0.60
	[1.16]	[-0.10]	[1.50]	[2.15]	[-0.85]	[2.77]	[1.40]	[-1.77]	[3.10]	[0.97]	[-1.66]	[2.83]	[0.15]	[-1.94]	[2.43]	[-1.00]	[-3.86]	[0.54]
SD	2.96	5.76	6.20	1.97	3.08	3.27	1.79	2.24	2.61	1.43	2.08	2.23	1.30	1.91	2.07	1.14	0.69	1.45
<i>Panel D: Ranking period 9 months</i>																		
Mean	0.58	-0.78	1.36	0.51	-0.75	1.26	0.39	-0.82	1.22	0.20	-0.82	1.02	0.05	-0.79	0.83	-0.56	-0.52	-0.04
Median	0.15	0.25	-0.10	0.21	0.06	0.16	0.07	0.11	-0.03	0.11	0.12	-0.01	0.13	0.04	0.09	0.25	-0.32	0.56
	[1.50]	[-0.67]	[2.11]	[2.16]	[-1.05]	[3.15]	[2.01]	[-1.67]	[3.45]	[1.64]	[-1.80]	[3.14]	[1.39]	[-1.88]	[2.61]	[-1.07]	[-4.42]	[-0.26]
SD	2.95	5.66	6.03	1.66	3.37	3.20	1.36	2.52	2.46	1.20	2.22	2.25	1.17	1.96	2.09	1.26	0.56	1.56
<i>Panel E: Ranking period 12 months</i>																		
Mean	0.46	-0.77	1.22	0.45	-0.78	1.23	0.27	-0.74	1.01	0.06	-0.74	0.80	-0.09	-0.68	0.59	-0.68	-0.38	-0.29
Median	0.34	0.32	0.02	0.21	0.02	0.19	0.07	0.08	0.00	0.11	0.07	0.04	0.14	0.09	0.04	0.25	-0.30	0.56
	[1.29]	[-0.49]	[1.58]	[1.71]	[-0.83]	[2.29]	[1.58]	[-1.40]	[2.59]	[1.40]	[-1.67]	[2.12]	[1.07]	[1.79]	[1.82]	[-1.70]	[-4.01]	[-1.19]
SD	2.98	5.53	6.10	1.75	3.25	3.49	1.43	2.45	2.64	1.24	2.16	2.39	1.34	1.88	2.24	1.32	0.40	1.53

*Note:* le medie, le mediane e le deviazioni standard (SD) sono espresse su base mensile ed in percentuale. Nelle parentesi vengono riportati i valori dello Z-test di Wilcoxon.

**Tabella 12 – Statistiche descrittive dei portafogli winner, loser e momentum per il campione Maggio 2005 - Agosto 2010**

	Holding period 1 month			Holding period 3 months			Holding period 6 months			Holding period 9 months			Holding period 12 months			Holding period 36 months		
	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom
<i>Panel A: Ranking period 1 month</i>																		
Mean	0.13	-0.71	0.84	0.08	-0.66	0.74	0.05	-0.49	0.54	-0.11	-0.42	0.31	-0.17	-0.48	0.31	-0.80	-0.34	-0.46
Median	0.61	-0.10	0.72	0.54	-0.22	0.76	0.42	-0.24	0.66	0.59	-0.13	0.72	0.44	-0.13	0.57	-0.99	-0.13	-0.86
	[1.10]	[-0.51]	[0.56]	[1.20]	[-1.13]	[1.30]	[1.90]	[-0.98]	[1.65]	[1.25]	[-0.49]	[1.07]	[0.96]	[-0.88]	[0.96]	[-2.69]	[-2.15]	[-1.93]
SD	5.71	6.02	6.34	3.61	4.30	4.25	3.16	3.25	3.40	2.57	2.57	2.75	2.16	2.29	2.36	0.87	0.66	1.20
<i>Panel B: Ranking period 3 months</i>																		
Mean	0.60	-0.68	1.28	0.44	-0.74	1.18	0.01	-0.34	0.36	-0.13	-0.20	0.08	-0.18	-0.35	0.16	-0.81	-0.13	-0.68
Median	0.40	0.05	0.35	0.64	-0.17	0.81	0.41	-0.21	0.62	0.41	-0.11	0.52	0.28	-0.07	0.35	-1.00	0.01	-1.01
	[1.69]	[-0.407]	[2.06]	[1.88]	[-0.87]	[1.82]	[1.74]	[-0.61]	[1.50]	[1.52]	[-0.11]	[0.64]	[1.04]	[-0.07]	[0.40]	[-3.79]	[-0.44]	[-2.80]
SD	4.12	6.79	7.20	2.88	4.38	4.97	2.77	3.38	4.15	2.32	2.77	3.27	1.85	2.55	2.50	0.83	0.60	1.12
<i>Panel C: Ranking period 6 months</i>																		
Mean	0.81	-0.91	1.71	0.60	-0.81	1.41	0.39	-0.64	1.03	0.33	-0.60	0.92	0.12	-0.64	0.76	-1.04	-0.02	-1.03
Median	0.33	-0.21	0.54	0.79	-0.19	0.98	0.52	-0.26	0.78	0.60	-0.14	0.74	0.47	-0.11	0.57	-1.14	0.06	-1.20
	[1.70]	[-1.30]	[2.56]	[1.99]	[-1.66]	[3.05]	[1.87]	[-1.75]	[2.51]	[2.02]	[-1.03]	[2.02]	[1.62]	[-1.51]	[1.91]	[-4.27]	[0.23]	[-3.99]
SD	3.59	6.90	7.23	2.45	4.27	4.39	1.60	3.59	3.68	1.48	3.09	3.25	1.55	2.65	2.51	0.88	0.31	0.99
<i>Panel D: Ranking period 9 months</i>																		
Mean	0.56	-0.80	1.36	0.36	-0.66	1.01	0.29	-0.58	0.87	0.23	-0.65	0.88	0.07	-0.65	0.72	-1.13	0.14	-1.26
Median	0.40	-0.34	0.74	0.49	-0.17	0.66	0.37	-0.17	0.54	0.46	-0.12	0.58	0.50	-0.16	0.66	-1.30	0.14	-1.45
	[1.82]	[-1.48]	[2.28]	[1.95]	[-1.34]	[1.84]	[1.71]	[-1.18]	[1.44]	[1.99]	[-1.33]	[1.55]	[1.70]	[-2.36]	[1.66]	[-4.30]	[3.38]	[-4.27]
SD	3.85	7.02	7.42	2.46	4.56	5.09	1.69	3.72	4.15	1.61	3.06	3.41	1.84	2.45	2.56	0.92	0.19	1.01
<i>Panel E: Ranking period 12 months</i>																		
Mean	0.49	-0.49	0.97	0.40	-0.46	0.87	0.41	-0.54	0.95	0.40	-0.62	1.02	0.15	-0.51	0.67	-1.10	0.16	-1.27
Median	0.39	-0.25	0.64	0.72	-0.15	0.87	0.43	-0.16	0.60	0.58	-0.16	0.73	0.61	-0.12	0.73	-1.23	0.14	-1.37
	[1.76]	[-0.99]	[1.24]	[2.19]	[-0.49]	[1.29]	[2.41]	[-0.97]	[1.55]	[2.73]	[-1.44]	[1.97]	[2.08]	[-2.18]	[1.56]	[-4.33]	[3.99]	[-4.27]
SD	3.77	6.76	7.44	2.48	4.41	5.19	1.68	3.72	4.24	1.49	3.05	3.37	1.87	2.30	2.71	0.89	0.18	0.93

Note: le medie, le mediane e le deviazioni standard (SD) sono espresse su base mensile ed in percentuale Nelle parentesi vengono riportati i valori dello Z-test di Wilcoxon

Possiamo notare che, per quanto riguarda il primo sottocampione (Gennaio 2000 – Aprile 2005), 18 delle 30 strategie complessive ottengono extra-rendimenti statisticamente significativi (con livelli tra il 10% e l'1%) che variano tra l'1,36% del portafoglio “J9/K1” e lo 0,32% del portafoglio “J3/K12”. È appena il caso di osservare l'assenza di extra-rendimenti significativi derivanti da strategie *contrarian*. È possibile inoltre evidenziare la preponderanza della significatività dei portafogli perdenti rispetto a quelli vincenti (rispettivamente 18 contro 6). In sostanza sono gli aggregati perdenti a determinare l'extra-profitto *momentum* (contrariamente quindi a quanto riscontrato nel *dataset* completo).

Analizzando poi il secondo sottocampione (Maggio 2005 – Agosto 2010), è possibile riscontrare che delle 30 strategie attuate 17 appaiono profittevoli, con livelli di significatività compresi tra il 10% e l'1%; gli extra-rendimenti medi mensili delle stesse sono compresi in una “forbice” che va dall'1,71%, per il portafoglio “J6/K1”, al -1,27%, per il portafoglio “J12/K36”. Contrariamente a quanto avveniva nel sottocampione precedente, si evidenziano gli elevati extra-rendimenti derivanti dalle strategie *contrarian*. Ciò sembra imputabile alle elevate *performance* negative associate agli aggregati *winner*, in periodi di investimento quinquennali (di fatto si palesa l'effetto di *mean reverting* prospettato da DBT nel loro studio).

Un'analisi comparata dei due sottocampioni evidenzia invece la maggiore volatilità che caratterizza il secondo periodo temporale, il che conduce ad elevati rendimenti estremi soprattutto per i portafogli vincenti nei periodi di investimento di brevissimo e di lungo termine. Di contro invece, gli aggregati detenuti tra i 3 ed i 12 mesi, sono stabili per entrambi i sotto campioni.

Da tali evidenze è possibile quindi asserire che l'anomalia si presenta con carattere di continuità, senza essere legata a particolari periodi, o agli eventi che hanno caratterizzato i mercati nell'ultimo biennio. La profittabilità dei portafogli sembra essere funzione sia del periodo di formazione che di quello di detenzione; in particolare per periodi di formazione sino a 6 o 9 mesi gli extra-rendimenti si dimostrano crescenti, mentre considerando il periodo di investimento (e prescindendo da quello di formazione) gli stessi decrescono all'aumentare dell'arco temporale considerato, sino a rendere conveniente l'implementazione di strategie *contrarian* per orizzonti di 60 mesi.

#### 3.4.4 Analisi su un campione ridotto: esclusione delle osservazioni associate alla crisi sub-prime

Come è emerso nel paragrafo precedente il secondo sottocampione analizzato ha mostrato una volatilità più elevata rispetto al primo, incidendo così sul rendimento dei portafogli e soprattutto di quelli vincenti. Per questa ragione si ritiene necessaria una verifica che consideri il *dataset* iniziale depurato dalle osservazioni raccolte durante la crisi economica mondiale innescatasi a partire dal



2008, al fine di verificare se la stessa abbia o meno influito sugli extra-rendimenti delle strategie. Il campione oggetto di questa indagine parte quindi dal Gennaio 2000 per terminare nel Dicembre 2007, accogliendo al suo interno un totale di 96 osservazioni mensili. Anche in questo caso l'esigua numerosità campionaria non permette di implementare la strategia più a lungo termine associata ai 5 anni d'investimento.

Dall'osservazione della tabella 13 si può dedurre che le ipotesi sulla persistenza dell'anomalia continuano ad essere soddisfatte; 25 portafogli su 30 ottengono risultati statisticamente significativi, con rendimenti che non si discostano eccessivamente da quelli osservati per il campione totale. Anche in questo caso i portafogli vincenti, si mostrano significativi ben 28 volte su 30<sup>39</sup>. Ciò nonostante, il tracollo dei mercati pare abbia fortemente inciso sull'esito delle strategie. Se prendiamo come *benchmark* la strategia più remunerativa del campione completo, ovvero la "J6/K1", otteniamo un rendimento medio mensile dell'1,53% a cui è associata una deviazione standard (sempre mensile) pari al 6,71%. Questo extra-profitto si forma attraverso l'acquisto del portafoglio vincente, che rende lo 0,70% (con deviazione standard del 3,28%), e la contemporanea vendita di quello perdente, che ottiene il -0,83% (con un rischio del 6,33%). La stessa strategia, implementata su un campione che non considera la crisi finanziaria, mostra invece un rendimento dell'1,41% con una rischiosità del 5,44%. Quindi meno remunerativa ma allo stesso tempo meno rischiosa. L'extra-profitto *momentum* in questo caso è determinato dal rendimento del portafoglio vincente pari allo 0,87% (con un rischio del 3,16%), e da quello del portafoglio perdente pari al -0,54% (con un rischio del 4,80%). Ad un primo confronto si può immediatamente notare che gli aggregati considerati nel secondo caso hanno rendimenti maggiori ed una volatilità inferiore rispetto ai primi. Per verificare quale degli aggregati sia effettivamente il più remunerativo si può considerare un indice di performance quale quello di Sharpe che ci restituisce per i portafogli calcolati sul campione completo e su quello ridotto, valori rispettivamente pari a 0,2280 e 0,2592. Tale confronto permette di affermare che il secondo aggregato è sicuramente preferibile rispetto al primo, nonostante il minor rendimento.

Queste evidenze si possono tranquillamente estendere a tutte le strategie analizzate dato che i ritorni dei panieri *winner* e *loser* appaiono più elevati e meno rischiosi per l'ultimo campione. Tali risultati ci permettono quindi di affermare che la crisi ha impattato negativamente sull'implementazione delle strategie, aumentando il rischio in maniera più che proporzionale rispetto all'aumento dei rendimenti.

---

<sup>39</sup> Si noti che in questa occasione i profitti dei portafogli *loser* sono minori di quelli ottenuti nel campione principale.

**Tabella 13 – Statistiche descrittive dei portafogli winner, loser e momentum per il campione Gennaio 2000 - Dicembre 2007**

	Holding period 1 month			Holding period 3 months			Holding period 6 months			Holding period 9 months			Holding period 12 months			Holding period 36 months		
	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom	Win	Los	Mom
<i>Panel A: Ranking period 1 month</i>																		
Mean	0.15	-0.19	0.34	0.34	-0.19	0.54	0.31	-0.16	0.48	0.32	-0.22	0.54	0.31	-0.20	0.51	0.34	0.03	0.31
Median	0.64	-0.02	0.66	0.34	-0.04	0.38	0.34	-0.15	0.49	0.53	0.05	0.48	0.53	0.01	0.52	0.41	0.13	0.28
	[1.16]	[0.07]	[1.05]	[2.18]	[-0.28]	[1.89]	[2.68]	[-0.44]	[2.45]	[2.77]	[-0.53]	[2.73]	[1.85]	[-0.60]	[2.68]	[2.69]	[0.50]	[2.11]
SD	3.45	4.22	4.63	1.99	2.66	3.06	1.69	1.88	2.18	1.60	1.69	1.90	1.48	1.59	1.72	1.11	1.04	1.18
<i>Panel B: Ranking period 3 months</i>																		
Mean	0.54	-0.23	0.77	0.39	-0.19	0.58	0.37	-0.22	0.58	0.40	-0.19	0.59	0.34	-0.15	0.50	0.36	0.12	0.23
Median	0.29	0.07	0.22	0.42	-0.10	0.52	0.52	-0.01	0.53	0.75	0.00	0.75	0.76	-0.02	0.78	0.31	0.10	0.21
	[1.56]	[0.62]	[1.45]	[2.49]	[-0.17]	[2.08]	[2.69]	[-0.68]	[2.94]	[3.02]	[-0.59]	[3.51]	[2.59]	[-0.38]	[3.02]	[2.66]	[1.11]	[1.89]
SD	3.29	4.78	5.40	2.36	2.59	2.67	1.89	1.90	1.95	1.68	1.73	1.74	1.61	1.54	1.54	1.26	1.03	1.18
<i>Panel C: Ranking period 6 months</i>																		
Mean	0.87	-0.54	1.41	0.69	-0.40	1.09	0.60	-0.36	0.97	0.63	-0.35	0.98	0.58	-0.31	0.89	0.37	0.12	0.25
Median	0.15	0.23	-0.08	0.50	0.13	0.62	0.56	0.09	0.66	0.68	-0.04	0.73	0.52	-0.07	0.59	0.39	0.10	0.28
	[2.39]	[-0.07]	[2.70]	[3.96]	[-0.73]	[3.79]	[4.16]	[-1.17]	[4.73]	[4.45]	[-0.82]	[4.77]	[4.03]	[-0.71]	[4.48]	[2.97]	[1.05]	[1.60]
SD	3.16	4.80	5.44	2.04	2.59	2.93	1.70	1.91	2.25	1.45	1.80	1.89	1.40	1.65	1.76	1.27	1.01	1.32
<i>Panel D: Ranking period 9 months</i>																		
Mean	0.88	-0.59	1.47	0.81	-0.51	1.32	0.77	-0.54	1.31	0.72	-0.49	1.21	0.68	-0.42	1.10	0.38	0.16	0.22
Median	0.46	-0.03	0.48	0.46	-0.05	0.51	0.51	-0.07	0.58	0.55	-0.07	0.62	0.52	-0.10	0.62	0.44	0.02	0.42
	[2.72]	[-0.70]	[3.31]	[3.96]	[-0.98]	[4.50]	[4.53]	[-1.22]	[5.25]	[4.91]	[-1.15]	[5.19]	[4.75]	[-0.87]	[4.75]	[2.67]	[1.12]	[1.16]
SD	3.10	4.66	5.26	1.82	2.76	2.83	1.40	2.07	2.10	1.30	1.85	1.87	1.31	1.65	1.72	1.35	0.90	1.42
<i>Panel E: Ranking period 12 months</i>																		
Mean	0.80	-0.52	1.32	0.80	-0.52	1.33	0.72	-0.49	1.21	0.65	-0.45	1.10	0.59	-0.37	0.96	0.29	0.21	0.08
Median	0.55	0.21	0.34	0.47	-0.07	0.54	0.44	0.00	0.44	0.63	-0.09	0.72	0.65	-0.09	0.73	0.43	0.02	0.41
	[2.63]	[-0.32]	[2.73]	[3.84]	[-0.65]	[3.91]	[4.34]	[-1.24]	[4.54]	[4.62]	[-1.10]	[4.41]	[4.36]	[-0.79]	[3.90]	[1.99]	[0.78]	[0.26]
SD	3.17	4.55	5.38	1.91	2.68	3.07	1.46	2.01	2.24	1.36	1.79	1.97	1.44	1.55	1.85	1.40	1.53	1.46

*Note:* Le medie, le mediane e le deviazioni standard (SD) sono espresse su base mensile ed in percentuale. Nelle parentesi vengono riportati i valori dello Z-test di Wilcoxon.

### 3.4.5 Fattori determinanti dei rendimenti momentum

In questo paragrafo vengono presi in considerazione alcuni fattori che potrebbero rivelarsi significativi per la spiegazione dei rendimenti anomali ottenuti in precedenza. Verrà quindi testata l'ipotesi che gli stessi rappresentino un compenso a fronte di maggiori rischi. L'analisi seguirà quella condotta, sempre sul mercato dei *futures*, da Pirrong (2005) con l'intenzione di compararne i risultati<sup>40</sup>.

L'indagine considera esclusivamente quei portafogli che hanno mostrato in tabella 8 rendimenti statisticamente significativi (al 10%, 5% e 1%), ovvero 29 strategie su un totale di 30. Per la verifica di cui sopra verranno quindi implementati diversi modelli di regressione, tra cui in primis il CAPM, ovvero:

$$R_{MOMt} = \alpha + \beta_{MKT} (r_{MKTt} - r_{ft}) + \varepsilon_t \quad (9)$$

dove  $R_{MOMt}$  rappresenta l'extra-rendimento del portafoglio *momentum*,  $\alpha$  rappresenta l'alfa di Jensen,  $r_{MKTt} - r_{ft}$  è l'extra-rendimento di mercato in eccesso rispetto al tasso privo di rischio (Libor ad un 1 mese), ed  $\varepsilon_t$  è il termine di errore.

In secondo luogo verranno eseguite le regressioni con il modello di Fama e French a tre fattori, ovvero:

$$R_{MOMt} = \alpha + \beta_{MKT} (r_{MKTt} - r_{ft}) + \beta_{SMB} SMB_t + \beta_{HML} HML_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

dove rispetto alla (1) vengono aggiunte due variabili esplicative:  $SMB_t$  che rappresenta la differenza tra i rendimenti di un portafoglio di società a bassa capitalizzazione e quello di un portafoglio di società ad elevata capitalizzazione,  $HML_t$  che rappresenta invece la differenza tra il rendimento di un portafoglio formato da società con un elevato rapporto tra valore nominale e valore di mercato ed un portafoglio composto da società che hanno un basso livello di tale rapporto.

Infine l'ultima serie di regressioni considererà il modello classico di Fama e French aumentato del fattore di Carhart (1997):

$$R_{MOMt} = \alpha + \beta_{MKT} (r_{MKTt} - r_{ft}) + \beta_{SMB} SMB_t + \beta_{HML} HML_t + \beta_{MOM} MOM_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

---

<sup>40</sup> Le comparazioni potranno essere tuttavia solo 2, in quanto l'autore nel suo studio testa esclusivamente i portafogli "J6/K6" e "J9/K3".

in cui, oltre ai fattori già esposti sopra, viene aggiunto il fattore *stock momentum* ( $MOM_t$ ) riferibile al mercato azionario statunitense<sup>41</sup>.

Come già accennato precedentemente, il metodo utilizzato per la costruzione dei portafogli comporta la sovrapposizione delle osservazioni dei rendimenti *momentum*, e proprio per tale motivo le stesse dovrebbero essere soggette ad autocorrelazione. Al fine di una corretta presentazione dei risultati, i residui di ogni regressione sono stati assoggettati sia ad un test per la verifica dell'assenza di autocorrelazione (test di Breusch-Godfrey), che ad uno per la verifica di omoschedasticità (test di White).

I suddetti test<sup>42</sup>, mostrano sia la presenza di autocorrelazione che di eteroschedasticità nel 90% dei casi. A seguito di tali evidenze le stime OLS si avvarranno dell'utilizzo degli errori standard robusti di Newey-West (1987)<sup>43</sup>, in cui il numero di ritardi da considerare è sempre  $n - 1$  (dove  $n$  rappresenta i mesi di investimento del portafoglio oggetto di regressione).

I risultati di suddetta analisi vengono riportati nella tabella 14. Se consideriamo gli alfa delle regressioni, possiamo notare che 34 su 81 (circa il 40%) non sono valori statisticamente significativi (in particolare quando il coefficiente associato al mercato presenta valori significativamente elevati). Tale effetto pare quindi imputabile all'incisività del mercato nella spiegazione dell'extra-rendimento. Al contrario con l'implementazione del modello di Fama e French (a 3 o 4 fattori) l'intensità dell'extra-rendimento aumenta (rispetto al valore contenuto in tabella 8) in molti dei casi analizzati, rendendo l'alfa significativamente diverso da zero.

Per quanto riguarda quindi i fattori di rischio analizzati è possibile concludere che l'extra-rendimento di mercato appare un fattore importante in più della metà delle stime effettuate, influenzando prevalentemente le strategie che hanno periodi di detenzione tra gli 1 ed i 9 mesi. Spostando poi l'attenzione sui fattori di Fama e French i risultati mostrano che, mentre il fattore che considera il rischio legato alla dimensione (SMB) non appare influente nella spiegazione dell'anomalia, quello che cattura il rischio connesso al rapporto tra valore contabile e valore di mercato (HML) si rivela influente e significativo. Entrambi i fattori si rivelano invece significativi nella spiegazione dei rendimenti *contrarian* di lungo periodo, (Fama e French, 1996<sup>44</sup>). Per ultimo il fattore *stock momentum*, in ben 18 stime su 27 assume coefficienti statisticamente significativi.

---

<sup>41</sup> Tutte le serie storiche dei fattori sopra citati sono state reperite dalla banca dati disponibile sul sito internet di Kenneth R. French ([http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data\\_library.html](http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html)).

<sup>42</sup> I risultati dei test di autocorrelazione ed eteroschedasticità per brevità non verranno qui esposti, ma saranno resi disponibili su richiesta.

<sup>43</sup> Newey K. W., West D. K., 1987, "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, vol. 55, no. 3, pp. 703-708.

<sup>44</sup> Fama E. F., French K. R., 1996, "Multifactor explanations of asset pricing anomalies", *Journal of Finance*, vol. 51, no. 1, pp. 55-84.

L'incidenza sulla spiegazione degli extra-rendimenti *momentum* si può altresì dedurre dall'osservazione dei valori assunti dal *adjusted R<sup>2</sup>*; le stime del CAPM e del modello a 3 fattori di Fama e French assumono un coefficiente medio pari rispettivamente all'13,93% e al 18,07%. Mentre quando viene inserita la variabile di Carhart, l'*R<sup>2</sup>* si attesta al 25,89%. Anche a seguito di tali evidenze possiamo comunque affermare che nessuno dei tre modelli utilizzati fornisce una spiegazione completa del fenomeno, tanto che molti degli extra-rendimenti continuano a dimostrarsi significativamente diversi da zero.

**Tabella 14 – Stime OLS dei coefficienti delle regressioni per il campione 2000 - 2010.**

I modelli esaminati sono il CAPM, i modelli di Fama e French e di Carhart rispettivamente a 3 e 4 fattori. Nell'ultima riga di ogni riquadro viene inoltre riportato il valore dell'*adjusted R*<sup>3</sup> di Theil. Il panel A contiene i portafogli con *ranking period* pari ad un 1 mese, il panel B quelli con *ranking period* pari a 3 mesi, il panel C quelli con *ranking period* a 6 mesi, il panel D quelli con *ranking period* a 9 mesi, il panel E quelli con *ranking period* a 12 mesi.

Panel A: Ranking period 1 month																		
	Holding period 1 month			Holding period 3 months			Holding period 6 months			Holding period 9 months			Holding period 12 months			Holding period 60 months		
	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4
$\alpha$				0.0043 (1.37)	0.0058 (1.89)	0.0062 (2.11)	0.0049 (2.30)	0.0101 (3.01)	0.0098 (2.81)	0.0034 (1.99)	0.0053 (1.93)	0.0055 (1.97)	0.0033 (2.03)	0.0052 (2.42)	0.0054 (2.52)			
$\beta_{MKT}$				-0.3291 (-2.08)	-0.3576 (-2.00)	-0.2641 (-1.48)	0.0010 (0.02)	0.0368 (0.77)	0.0417 (0.83)	-0.0817 (-0.69)	-0.0665 (-0.61)	-0.0311 (-0.30)	-0.1188 (-0.86)	-0.1131 (-0.83)	-0.0365 (-0.25)			
$\beta_{SMB}$				-	0.0435 (0.27)	0.0222 (0.14)	-	-0.4982 (-2.21)	-0.4453 (-2.05)	-	-0.1394 (-0.56)	-0.1092 (-0.43)	-	-0.1728 (-0.66)	-0.0465 (-0.18)			
$\beta_{HML}$				-	-0.2145 (-1.79)	-0.1983 (-1.68)	-	-0.3620 (-1.91)	-0.3682 (-1.84)	-	-0.1625 (-1.23)	-0.1776 (-1.25)	-	-0.1413 (-0.89)	-0.1839 (-1.23)			
$\beta_{MOM}$				-	-	0.1801 (0.99)	-	-	0.1157 (1.08)	-	-	0.0850 (0.75)	-	-	0.2023 (1.59)			
Adj-R <sup>2</sup>				0.0917	0.0935	0.1119	-0.0083	0.0525	0.0565	-0.0018	-0.0076	-0.0109	0.0065	-0.0002	0.0215			

**Panel B: Ranking period 3 months**

	Holding period 1 month			Holding period 3 months			Holding period 6 months			Holding period 9 months			Holding period 12 months			Holding period 60 months		
	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4
$\alpha$	0.0068 (1.27)	0.0059 (1.09)	0.0068 (1.28)	0.0057 (1.37)	0.0090 (2.19)	0.0096 (2.44)	0.0043 (1.29)	0.0108 (2.63)	0.0103 (2.32)	0.0029 (1.02)	0.0036 (1.21)	0.0041 (1.47)	0.0026 (0.90)	0.0040 (1.07)	0.0044 (1.14)			
$\beta_{MKT}$	-0.6165 (-3.17)	-0.6527 (-3.33)	-0.4915 (-2.59)	-0.4536 (-1.77)	-0.4209 (-1.76)	-0.2768 (-1.11)	-0.0785 (-1.02)	-0.0277 (-0.43)	-0.0164 (-0.25)	-0.1075 (-0.63)	-0.1023 (-0.62)	-0.0078 (-0.06)	-0.1503 (-1.05)	-0.1427 (-1.04)	-0.0162 (-0.14)			
$\beta_{SMB}$	-	0.1966 (1.02)	0.1059 (0.63)	-	-0.0814 (-0.46)	-0.1143 (-0.66)	-	-0.4740 (-1.50)	-0.3500 (-1.23)	-	-0.1127 (-0.42)	-0.0319 (-0.12)	-	-0.0155 (-0.04)	0.1931 (0.56)			
$\beta_{HML}$	-	-0.0431 (-0.24)	-0.0215 (-0.13)	-	-0.3812 (-2.33)	-0.3562 (-2.00)	-	-0.5599 (-1.84)	-0.5745 (-1.71)	-	-0.0303 (-0.17)	-0.0706 (-0.39)	-	-0.1929 (-1.30)	-0.2633 (-1.51)			
$\beta_{MOM}$	-	-	0.2653 (2.55)	-	-	0.2777 (2.42)	-	-	0.2707 (1.53)	-	-	0.2269 (1.33)	-	-	0.3344 (3.47)			
Adj-R <sup>2</sup>	0.2006	0.2034	0.2531	0.1305	0.1588	0.2066	0.0069	0.0980	0.1441	0.0011	-0.0145	0.0096	0.0160	0.0122	0.0885			

**Panel C: Ranking period 6 months**

	Holding period 1 month			Holding period 3 months			Holding period 6 months			Holding period 9 months			Holding period 12 months			Holding period 60 months		
	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4
$\alpha$	0.0112 (2.16)	0.0102 (1.95)	0.0113 (2.29)	0.0089 (2.18)	0.0095 (2.36)	0.0102 (2.72)	0.0089 (1.99)	0.0121 (2.47)	0.0111 (2.12)	0.0057 (1.37)	0.0064 (1.18)	0.0070 (1.26)	0.0053 (1.25)	0.0061 (1.04)	0.0063 (1.06)	-0.0024 (-2.99)	-0.0023 (-1.93)	-0.0023 (-1.73)
$\beta_{MKT}$	-0.7404 (-4.56)	-0.7821 (-4.90)	-0.5735 (-3.84)	-0.5714 (-2.80)	-0.5785 (-2.90)	-0.4195 (-2.12)	-0.1469 (-2.09)	-0.1186 (-2.26)	-0.0989 (-1.97)	-0.5719 (-2.37)	-0.5615 (-2.53)	-0.4320 (-1.80)	-0.4160 (-1.94)	-0.4054 (-1.99)	-0.3141 (-1.43)	-0.0623 (-0.32)	-0.1473 (-0.85)	-0.1278 (-0.72)
$\beta_{SMB}$	-	0.2270 (1.18)	0.1098 (0.69)	-	0.1066 (0.78)	0.0704 (0.47)	-	-0.1356 (-0.35)	0.0814 (0.26)	-	0.2682 (0.65)	0.3788 (0.91)	-	0.2639 (0.49)	0.4144 (0.80)	-	0.8895 (1.94)	1.0521 (3.25)
$\beta_{HML}$	-	-0.0471 (-0.26)	-0.0191 (-0.11)	-	-0.1448 (-1.07)	-0.1173 (-0.72)	-	-0.3372 (-1.40)	-0.3627 (-1.26)	-	-0.2529 (-1.23)	-0.3081 (-1.34)	-	-0.2695 (-0.99)	-0.3203 (-1.15)	-	-0.6705 (-1.99)	-1.0060 (-3.29)
$\beta_{MOM}$	-	-	0.3433 (3.62)	-	-	0.3063 (2.40)	-	-	0.4740 (3.20)	-	-	0.3109 (2.29)	-	-	0.2412 (1.55)	-	-	0.6413 (2.67)
Adj-R <sup>2</sup>	0.2947	0.3041	0.3931	0.2362	0.2344	0.3022	0.0481	0.0653	0.2321	0.2481	0.2607	0.3126	0.1557	0.1701	0.2012	-0.0123	0.0390	0.1442

**Panel D: Ranking period 9 months**

	Holding period 1 month			Holding period 3 months			Holding period 6 months			Holding period 9 months			Holding period 12 months			Holding period 60 months		
	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4
$\alpha$	0.0094 (1.86)	0.0090 (1.71)	0.0104 (2.14)	0.0068 (1.58)	0.0085 (1.92)	0.0094 (2.28)	0.0095 (1.78)	0.0146 (2.37)	0.0133 (2.00)	0.0059 (1.22)	0.0092 (1.36)	0.0098 (1.38)	0.0061 (1.38)	0.0096 (1.49)	0.0098 (1.46)	-0.0030 (-3.73)	-0.0020 (-1.68)	-0.0021 (-1.52)
$\beta_{\text{MKT}}$	-0.7486 (-4.34)	-0.7944 (-4.73)	-0.5424 (-3.37)	-0.8090 (-4.09)	-0.8039 (-4.34)	-0.5986 (-3.06)	-0.2039 (-2.47)	-0.1597 (-2.77)	-0.1336 (-2.44)	-0.6692 (-2.89)	-0.6386 (-3.18)	-0.5091 (-2.44)	-0.3903 (-1.68)	-0.3692 (-1.68)	-0.2837 (-1.39)	0.0539 (0.29)	-0.0994 (-0.59)	-0.0795 (-0.45)
$\beta_{\text{SMB}}$	-	0.2284 (1.29)	0.0868 (0.62)	-	0.0672 (0.50)	0.0204 (0.13)	-	-0.2006 (-0.47)	0.0871 (0.23)	-	0.0760 (0.16)	0.1866 (0.39)	-	0.0990 (0.16)	0.2400 (0.40)	-	1.0668 (2.43)	1.2329 (3.69)
$\beta_{\text{HML}}$	-	-0.1285 (-0.77)	-0.0947 (-0.63)	-	-0.2630 (-2.45)	-0.2274 (-1.83)	-	-0.5282 (-2.18)	-0.5619 (-1.94)	-	-0.4666 (-1.81)	-0.5219 (-1.90)	-	-0.5342 (-2.01)	-0.5817 (-2.09)	-	-0.9781 (-3.51)	-1.3209 (-4.92)
$\beta_{\text{MOM}}$	-	-	0.4147 (4.96)	-	-	0.3956 (4.72)	-	-	0.6285 (6.10)	-	-	0.3108 (2.13)	-	-	0.2259 (1.22)	-	-	0.6552 (2.61)
Adj-R <sup>2</sup>	0.2993	0.3179	0.4496	0.3984	0.4098	0.5075	0.0867	0.1422	0.4041	0.3202	0.3651	0.4142	0.1335	0.2072	0.2333	-0.0129	0.1218	0.2359

**Panel E: Ranking period 12 months**

	Holding period 1 month			Holding period 3 months			Holding period 6 months			Holding period 9 months			Holding period 12 months			Holding period 60 months		
	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4
$\alpha$	0.0069 (1.36)	0.0081 (1.52)	0.0095 (1.97)	0.0062 (1.34)	0.0097 (2.07)	0.0107 (2.45)	0.0089 (1.60)	0.0159 (2.47)	0.0146 (2.12)	0.0059 (1.22)	0.0119 (1.71)	0.0125 (1.69)	0.0056 (1.24)	0.0112 (1.73)	0.0114 (1.69)	-0.0038 (-5.00)	-0.0016 (-1.45)	-0.0017 (-1.48)
$\beta_{\text{MKT}}$	-0.7276 (-4.11)	-0.7653 (-4.52)	-0.5065 (-2.97)	-0.7605 (-3.55)	-0.7358 (-3.68)	-0.5107 (-2.40)	-0.2121 (-2.44)	-0.1519 (-2.62)	-0.1263 (-2.27)	-0.6399 (-2.56)	0.5882 (-2.89)	-0.4593 (-2.27)	-0.2777 (-1.03)	-0.2487 (-0.99)	-0.1682 (-0.74)	0.1083 (0.66)	-0.0831 (-0.57)	-0.0674 (-0.51)
$\beta_{\text{SMB}}$	-	0.1360 (0.80)	-0.0095 (-0.07)	-	0.0060 (0.04)	-0.0454 (-0.25)	-	-0.3249 (-0.73)	-0.0432 (-0.11)	-	-0.1494 (-0.30)	-0.0394 (-0.08)	-	-0.0603 (-0.09)	0.0725 (0.12)	-	0.7475 (1.64)	0.8783 (2.43)
$\beta_{\text{HML}}$	-	-0.2970 (-1.84)	-0.2623 (-1.63)	-	-0.4599 (-3.53)	-0.4209 (-3.35)	-	-0.7101 (-3.15)	-0.7431 (-2.79)	-	-0.6800 (-2.63)	-0.7350 (-2.62)	-	-0.7300 (-2.86)	-0.7748 (-2.80)	-	-0.9702 (-3.71)	-1.2402 (-4.62)
$\beta_{\text{MOM}}$	-	-	0.4260 (4.76)	-	-	0.4337 (5.32)	-	-	0.6154 (5.85)	-	-	0.3093 (2.08)	-	-	0.2128 (1.02)	-	-	0.5160 (2.70)
Adj-R <sup>2</sup>	0.2780	0.3099	0.4469	0.3242	0.3676	0.4764	0.0879	0.1961	0.4308	0.2840	0.3884	0.4357	0.0546	0.1840	0.2025	-0.0061	0.1573	0.2316



### 3.4.6 Fattori determinanti dei rendimenti momentum durante il periodo 2000-2007

Poiché la crisi finanziaria potrebbe aver fortemente influenzato gli extra-rendimenti ottenuti dall'analisi del campione completo, si rende necessaria un'ulteriore verifica, escludendo dal campione le osservazioni relative al periodo della crisi *subprime*. L'analisi comparata dei risultati dovrebbe evidenziare, se ne esistono, le differenze intercorrenti tra un periodo caratterizzato da elevata volatilità ed un altro di relativa stabilità. La metodologia e le regressioni utilizzate per il sotto campione rimangono le medesime discusse nel paragrafo precedente, ma stavolta le osservazioni dei rendimenti termineranno a Dicembre 2007, eliminando così l'impatto (positivo o negativo) del crollo dei mercati.

La tabella 14 riporta le stime dei coefficienti, nonché i relativi *t-test* corretti, anche stavolta, per autocorrelazione ed eteroschedasticità. Nonostante non ci sia la possibilità di esaminare i portafogli *contrarian* a causa dell'insufficiente numero di ritardi presenti nell'aggregato, possiamo immediatamente osservare la più decisa significatività statistica delle strategie, tanto che nessun alfa, sui 72 testati, risulta statisticamente uguale a zero. Le regressioni effettuate attraverso l'utilizzo del CAPM non risultano in grado di spiegare il rendimento anomalo ottenuto dai portafogli *momentum*. Infatti il coefficiente beta associato all'extra-rendimento di mercato si dimostra significativo quasi esclusivamente per le strategie con periodo di formazione maggiore uguale a 9 mesi, riducendo il proprio impatto rispetto all'analisi al paragrafo 3.5. Le stesse evidenze si possono evincere dall'osservazione del valore medio assunto dall'*adjusted R<sup>2</sup>*, che si attesta al 5,29%. Anche le stime prodotte dalla (11) rivelano che i fattori SMB ed HML non sono di fondamentale importanza per la spiegazione del fenomeno nel breve termine, tanto che il primo appare significativo in sole due occasioni, mentre il secondo assume importanza in circa un terzo delle regressioni, senza però riuscire ad eliminare l'extra-profitto *momentum*. Considerando questo secondo modello, possiamo affermare che seppur il valore medio del *adjusted R<sup>2</sup>* corretto appare più elevato (12,61%) rispetto all'implementazione del CAPM, i fattori utilizzati sono molto lontani dal fornire una spiegazione esaustiva del fenomeno. Di gran lunga migliore, si dimostra invece, il modello di Carhart, in cui il fattore *stock momentum* si attesta ad elevati livelli di significatività in ben 15 su 24 delle regressioni effettuate, incrementando il valore medio dall'*adjusted R<sup>2</sup>* al 21,01%.

**Tabella 15 – Stime OLS dei coefficienti delle regressioni per il campione 2000 - 2007.**

I modelli esaminati sono il CAPM, i modelli di Fama e French e di Carhart rispettivamente a 3 e 4 fattori. Nell'ultima riga di ogni riquadro viene inoltre riportato il valore dell'*adjusted R*<sup>3</sup> di Theil. Il panel A contiene i portafogli con ranking period pari ad un 1 mese, il panel B quelli con ranking period pari a 3 mesi, il panel C quelli con ranking period a 6 mesi, il panel D quelli con ranking period a 9 mesi, il panel E quelli con ranking period a 12 mesi.

Panel A: Ranking period 1 month																		
	Holding period 1 month			Holding period 3 months			Holding period 6 months			Holding period 9 months			Holding period 12 months			Holding period 36 months		
	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4
$\alpha$							0.0047 (2.04)	0.0075 (2.70)	0.0070 (2.66)	0.0052 (2.65)	0.0094 (3.35)	0.0092 (3.18)	0.0048 (2.69)	0.0093 (2.96)	0.0089 (2.74)	0.0032 (2.07)	0.0137 (2.72)	0.0101 (1.69)
$\beta_{\text{MKT}}$							-0.0335 (-0.65)	-0.0299 (-0.58)	-0.0270 (-0.48)	-0.0822 (-0.45)	-0.1319 (-0.70)	-0.1194 (-0.65)	-0.1069 (-0.66)	-0.1833 (-0.95)	-0.1485 (-0.76)	0.0581 (0.40)	-0.2403 (-1.02)	-0.0649 (-0.23)
$\beta_{\text{SMB}}$							-	-0.3479 (-1.72)	-0.3258 (-1.49)	-	-0.2544 (-1.01)	-0.2469 (-0.95)	-	-0.3524 (-1.24)	-0.3247 (-1.07)	-	-0.6074 (-0.97)	-0.1898 (-0.26)
$\beta_{\text{HML}}$							-	-0.1459 (-1.03)	-0.1483 (-1.08)	-	-0.3264 (-2.05)	-0.3238 (-2.00)	-	-0.3010 (-1.51)	-0.2973 (-1.48)	-	-0.9142 (-1.64)	-1.0938 (-1.93)
$\beta_{\text{MOM}}$							-	-	0.0987 (0.43)	-	-	0.0396 (0.20)	-	-	0.1126 (0.57)	-	-	0.9757 (1.42)
Adj-R <sup>2</sup>							-0.0065	0.0151	0.0098	-0.0046	0.0396	0.0287	0.0006	0.0348	0.0273	-0.0128	0.0187	0.0473

**Panel B: Ranking period 3 months**

	Holding period 1 month			Holding period 3 months			Holding period 6 months			Holding period 9 months			Holding period 12 months			Holding period 36 months		
	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4
$\alpha$				0.0055 (1.72)	0.0079 (2.06)	0.0069 (1.86)	0.0057 (1.82)	0.0082 (2.25)	0.0083 (2.06)	0.0059 (2.79)	0.0088 (3.51)	0.0082 (3.02)	0.0052 (2.59)	0.0074 (2.39)	0.0065 (2.23)	0.0027 (1.83)	0.0097 (4.20)	0.0083 (3.70)
$\beta_{MKT}$				-0.1489 (-0.73)	-0.1789 (-0.91)	-0.0520 (-0.26)	-0.0689 (-1.27)	-0.0654 (-1.37)	-0.0656 (-1.32)	-0.0347 (-0.20)	-0.0688 (-0.37)	-0.0322 (-0.20)	0.0802 (0.59)	0.0380 (0.23)	0.1020 (0.75)	0.2425 (1.70)	0.0552 (0.32)	0.1257 (1.09)
$\beta_{SMB}$				-	-0.422 (-0.29)	-0.0930 (-0.61)	-	-0.1221 (-0.47)	-0.1243 (-0.47)	-	-0.1699 (-0.60)	-0.1478 (-0.57)	-	-0.0905 (-0.23)	-0.0395 (-0.11)	-	-0.0720 (-0.08)	0.0958 (0.14)
$\beta_{HML}$				-	0.2549 (-1.81)	-0.2219 (-1.47)	-	-0.2171 (-1.38)	-0.2169 (-1.41)	-	-0.2236 (-1.74)	-0.2162 (-1.52)	-	-0.1905 (-1.17)	-0.1837 (-1.21)	-	-0.8494 (-1.78)	-0.9215 (-2.06)
$\beta_{MOM}$				-	-	0.2699 (2.32)	-	-	-0.0100 (-0.04)	-	-	0.1159 (0.46)	-	-	0.2072 (1.16)	-	-	0.3919 (0.63)
Adj-R <sup>2</sup>				0.0133	0.0285	0.0873	0.0137	0.0286	0.0174	-0.0101	0.0037	-0.0012	-0.0032	-0.0061	0.0008	0.0562	0.0782	0.0692

**Panel C: Ranking period 6 months**

	Holding period 1 month			Holding period 3 months			Holding period 6 months			Holding period 9 months			Holding period 12 months			Holding period 36 months		
	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4
$\alpha$	0.0126 (2.49)	0.0099 (1.79)	0.0100 (1.93)	0.0103 (2.81)	0.0107 (2.74)	0.0096 (2.50)	0.0096 (3.06)	0.0100 (2.91)	0.0091 (2.56)	0.0094 (2.82)	0.0114 (3.68)	0.0091 (2.94)	0.0087 (2.30)	0.0110 (2.54)	0.0083 (2.09)			
$\beta_{MKT}$	-0.4951 (-2.58)	-0.5125 (-2.62)	-0.3285 (-1.70)	-0.2296 (-0.94)	-0.2350 (-0.93)	-0.1005 (-0.40)	-0.0275 (-0.49)	-0.0270 (-0.49)	-0.0220 (-0.40)	-0.1601 (-0.86)	-0.1935 (-1.00)	-0.0287 (-0.17)	-0.1059 (-0.54)	-0.1512 (-0.71)	0.0516 (0.35)			
$\beta_{SMB}$	-	0.3013 (1.69)	0.1123 (0.70)	-	-0.0089 (-0.05)	-0.0627 (-0.38)	-	-0.0254 (-0.07)	0.0126 (0.04)	-	-0.0201 (-0.05)	0.0793 (0.24)	-	-0.0669 (-0.12)	0.0945 (0.23)			
$\beta_{HML}$	-	0.1604 (0.93)	0.0820 (0.45)	-	-0.0474 (-0.37)	-0.0125 (-0.08)	-	-0.0283 (-0.18)	-0.0324 (-0.20)	-	-0.2040 (-0.99)	-0.1706 (-0.92)	-	-0.2114 (-0.64)	-0.1898 (-0.74)			
$\beta_{MOM}$	-	-	0.3431 (3.59)	-	-	0.2859 (2.19)	-	-	0.1696 (0.59)	-	-	0.5218 (3.35)	-	-	0.6560 (3.86)			
Adj-R <sup>2</sup>	0.1496	0.1727	0.2756	0.0368	0.0165	0.0702	-0.0082	-0.0308	-0.0256	0.0155	0.0145	0.1244	-0.0002	-0.0048	0.1326			

Panel D: Ranking period 9 months																		
	Holding period 1 month			Holding period 3 months			Holding period 6 months			Holding period 9 months			Holding period 12 months			Holding period 36 months		
	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4
$\alpha$	0.0132 (2.68)	0.0105 (2.01)	0.0106 (2.17)	0.0120 (3.18)	0.0129 (3.35)	0.0114 (2.97)	0.0129 (3.23)	0.0163 (3.76)	0.0133 (2.96)	0.0111 (2.72)	0.0180 (4.28)	0.0154 (3.66)	0.0103 (2.35)	0.0204 (4.64)	0.0174 (4.04)			
$\beta_{MKT}$	-0.4967 (-2.66)	-0.5258 (-2.87)	-0.3283 (-1.85)	-0.4695 (-3.02)	-0.4959 (-3.47)	-0.3095 (-2.24)	-0.0744 (-1.26)	-0.0699 (-1.42)	-0.0520 (-1.13)	-0.3674 (-1.59)	-0.4620 (-2.93)	-0.2772 (-2.30)	-0.2709 (-0.96)	-0.4568 (-2.80)	-0.2359 (-2.66)			
$\beta_{SMB}$	-	0.3311 (2.17)	0.1286 (0.98)	-	0.0405 (0.24)	-0.0341 (-0.20)	-	-0.1505 (-0.35)	-0.0128 (-0.04)	-	-0.2484 (-0.59)	-0.1369 (-0.41)	-	-0.5299 (-0.99)	-0.3541 (-0.96)			
$\beta_{HML}$	-	0.1383 (0.91)	0.0543 (0.35)	-	-0.1227 (-0.97)	-0.0742 (-0.50)	-	-0.2858 (-1.35)	-0.3007 (-1.39)	-	-0.5975 (-2.27)	-0.5601 (-2.40)	-	-0.8079 (-2.82)	-0.7844 (-3.31)			
$\beta_{MOM}$	-	-	0.3677 (4.07)	-	-	0.3963 (3.23)	-	-	0.6154 (3.55)	-	-	0.5850 (3.90)	-	-	0.7146 (4.51)			
Adj-R <sup>2</sup>	0.1618	0.1988	0.3274	0.2024	0.1947	0.3189	0.0139	0.0464	0.2936	0.1341	0.3176	0.4654	0.0698	0.3815	0.5614			

Panel E: Ranking period 12 months																		
	Holding period 1 month			Holding period 3 months			Holding period 6 months			Holding period 9 months			Holding period 12 months			Holding period 36 months		
	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4
$\alpha$	0.0117 (2.32)	0.0109 (1.94)	0.0110 (2.07)	0.0121 (2.90)	0.0160 (3.60)	0.0143 (3.27)	0.0118 (2.62)	0.0184 (3.80)	0.0153 (3.08)	0.0100 (2.17)	0.0204 (4.42)	0.0180 (3.85)	0.0091 (1.83)	0.0221 (4.56)	0.0191 (3.97)			
$\beta_{MKT}$	-0.4768 (-2.48)	-0.5330 (-2.81)	-0.3479 (-1.84)	-0.4521 (-2.34)	-0.5033 (-2.97)	-0.2970 (-1.86)	-0.0820 (-1.08)	-0.0732 (-1.33)	-0.0549 (-1.02)	-0.3550 (-1.20)	-0.4821 (-3.01)	-0.3090 (-2.49)	-0.1931 (-0.53)	-0.4288 (-2.28)	-0.2083 (-1.66)			
$\beta_{SMB}$	-	0.2323 (1.44)	0.0423 (0.29)	-	-0.0526 (-0.27)	-0.1352 (-0.74)	-	-0.3561 (-0.83)	-0.2150 (-0.70)	-	-0.5573 (-1.36)	-0.4528 (-1.36)	-	-0.7335 (-1.38)	-0.5581 (-1.44)			
$\beta_{HML}$	-	-0.0378 (-0.20)	-0.1167 (-0.59)	-	-0.4089 (-2.22)	-0.3552 (-1.99)	-	-0.5275 (-2.39)	-0.5427 (-2.48)	-	-0.8260 (-3.25)	-0.7909 (-3.32)	-	-1.0099 (-3.72)	-0.9864 (-3.98)			
$\beta_{MOM}$	-	-	0.3451 (3.74)	-	-	0.4387 (3.86)	-	-	0.6304 (3.67)	-	-	0.5481 (3.77)	-	-	0.7133 (4.06)			
Adj-R <sup>2</sup>	0.1410	0.1620	0.2683	0.1569	0.2106	0.3402	0.0155	0.1704	0.3989	0.1102	0.4732	0.5894	0.0238	0.4619	0.6161			

### 3.4.7 Confronto dei risultati con le evidenze internazionali

Come già detto gli studi effettuati sui mercati *futures* sono poco numerosi. Ciò non permette una comparazione esaustiva con i risultati ottenuti nei paragrafi precedenti. Inoltre l'analisi di Miffre e Rallis è solo in parte comparabile in quanto gli autori utilizzano modelli di regressione con fattori<sup>45</sup> diversi da quelli utilizzati in questo lavoro.

Le uniche strategie comparabili sono quelle analizzate da Pirrong, ovvero i portafogli “J6/K6” e “J9/K3”. Per entrambi i suddetti portafogli, l'autore ottiene, implementando il CAPM, un valore dell'intercetta significativamente diverso da zero e più elevato rispetto al rendimento “grezzo”, nonché una scarsa significatività del beta di mercato. Il livello dell' $R^2$ , invece, si attesta mediamente al 4,01%. Anche attraverso l'utilizzo del modello di Fama e French a 3 fattori l'alfa appare maggiore (e statisticamente significativo) rispetto al rendimento “grezzo”. Mentre le variabili connesse al mercato ed al *book to market* non si dimostrano significative al contrario di quanto accade per la variabile legata al rischio associabile alla dimensione societaria. Il livello dell' $R^2$  con tale modello aumenta sino ad un valore medio del 5,09%. Infine con l'implementazione del modello di Carhart osserviamo una sensibile diminuzione sia nel valore dell'intercetta (che rimane comunque significativa), che nel coefficiente legato all'effetto *size*; l' $R^2$  medio assume invece un valore pari al 10,42%.

Ai fini del nostro studio, per poter effettuare comparazioni, è necessario distinguere i due campioni oggetto d'analisi. Se consideriamo il campione completo, le diversità appaiono molto più evidenti, in quanto nel portafoglio “J9/K3” l'implementazione del CAPM causa un'assenza di significatività dell'intercetta; oltre a questo l'extra-rendimento di mercato si contraddistingue come una variabile significativa per la spiegazione dell'anomalia facendo attestare l'*adjusted R*<sup>2</sup> al 39,84%. Negli altri due modelli analizzati resta molto importante il contributo alla spiegazione fornito dal beta associato al mercato ma, come mostra Pirrong, la variabile *stock momentum* si rivela quella che maggiormente influisce sull'aumento dell' $R^2$ .

Se invece vengono comparate le stime ottenute dall'analisi del campione che esclude la crisi finanziaria, le evidenze appaiono molto più simili. Per il portafoglio “J6/K6” il coefficiente associato al mercato si rivela non significativo ed il valore dell' $R^2$  si abbassa a zero. Anche la variabile *stock momentum* perde la sua significatività. I risultati per il portafoglio “J9/K3” appaiono, invece, ancora contrastanti dati i valori assunti dal beta del mercato. Resta invece ferma la

---

<sup>45</sup> Gli autori regrediscono gli extra-rendimenti dei portafogli *winner* e *loser*, nonché i rendimenti *momentum*, sull'extra-rendimento di mercato (approssimato dall'indice S&P 500), sui rendimenti del *Datastream government bond index* e su quelli del *Goldman Sachs commodity index*.

significatività dal fattore di Carhart in ogni portafoglio (ad eccezione del “J6/K6” stimato per il campione ridotto).

I risultati dell’analisi vengono riportati in tabella 16. Osservando la tabella, si evince che il fattore che si rivela particolarmente significativo risulta quello di Carhart. Alla luce di quanto appena detto resta il fatto che l’effetto *momentum* non sia completamente spiegabile attraverso l’utilizzo dei modelli sopra descritti, dato che, anche con l’inserimento nelle equazioni della variabile *stock momentum*, non si elimina la significatività assunta dall’intercetta. Da ciò si deduce che i due fenomeni siano solo interconnessi, ma non dipendenti l’uno dall’altro.

Tali evidenze, oltre ad apparire in linea con la letteratura esistente, decretano l’inadeguatezza dei modelli di *asset pricing* tradizionali, secondo i quali l’anomalia in esame dovrebbe rappresentare un premio per il maggior rischio assunto.

**Tabella 16 – Risk adjusted performance dei portafogli “J6/K6” (panel A) e “J9/K3” (panel B).**

	Pirrong (2005)			Dataset completo			Dataset ridotto		
	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4	CAPM	FF3	FF4
<i>Panel A: Portfolio “J6/K6”</i>									
$\alpha$	0.0073 (2.88)	0.0082 (3.27)	0.0051 (1.95)	0.0089 (1.99)	0.0121 (2.47)	0.0111 (2.12)	0.0096 (3.06)	0.0100 (2.91)	0.0091 (2.56)
$\beta_{MKT}$	0.05 (0.94)	-0.02 (-0.20)	0.05 (0.87)	-0.1469 (-2.09)	-0.1186 (-2.26)	-0.0989 (-1.97)	-0.0275 (-0.49)	-0.0270 (-0.49)	-0.0220 (-0.40)
$\beta_{SMB}$	-	-0.25 (-3.54)	-0.06 (-0.67)	-	-0.1356 (-0.35)	0.0814 (0.26)	-	-0.0254 (-0.07)	0.0126 (0.04)
$\beta_{HML}$	-	-0.05 (-0.61)	0.01 (0.14)	-	-0.3372 (-1.40)	-0.3627 (-1.26)	-	-0.0283 (-0.18)	-0.0324 (-0.20)
$\beta_{MOM}$	-	-	0.23 (3.37)	-	-	0.4740 (3.20)	-	-	0.1696 (0.59)
Adj-R <sup>2</sup>	0.0422	0.0442	0.0906	0.0481	0.0653	0.2321	-0.0082	-0.0308	-0.0256
<i>Panel B: Portfolio “J9/K3”</i>									
$\alpha$	0.0089 (3.07)	0.0099 (3.52)	0.0057 (1.95)	0.0068 (1.58)	0.0085 (1.92)	0.0094 (2.28)	0.0120 (3.18)	0.0129 (3.35)	0.0114 (2.97)
$\beta_{MKT}$	0.04 (0.65)	-0.04 (-0.60)	0.05 (0.77)	-0.8090 (-4.09)	-0.8039 (-4.34)	-0.5986 (-3.06)	-0.4695 (-3.02)	-0.4959 (-3.47)	-0.3095 (-2.24)
$\beta_{SMB}$	-	-0.31 (-3.84)	-0.06 (-0.61)	-	0.0672 (0.50)	0.0204 (0.13)	-	0.0405 (0.24)	-0.0341 (-0.20)
$\beta_{HML}$	-	-0.01 (-1.07)	-0.02 (-0.17)	-	-0.2630 (-2.45)	-0.2274 (-1.83)	-	-0.1227 (-0.97)	-0.0742 (-0.50)
$\beta_{MOM}$	-	-	0.31 (4.14)	-	-	0.3956 (4.72)	-	-	0.3963 (3.23)
Adj-R <sup>2</sup>	0.0381	0.0576	0.1179	0.3984	0.4098	0.5075	0.2024	0.1947	0.3189

### 3.5 Conclusioni

L'obiettivo di questo saggio è stato quello di verificare empiricamente l'esistenza, nonché la profittabilità, delle strategie *momentum* e *contrarian* sui mercati *futures* Europei, utilizzando per l'analisi esclusivamente contratti *financial futures* trattati in euro.

Dall'analisi effettuata sono emerse diverse evidenze. In primo luogo possiamo affermare con certezza che, anche i mercati *futures* presentano significative evidenze circa la profittabilità delle strategie *momentum* e *contrarian*. Le prime si palesano con orizzonti di investimento di breve periodo, mentre le seconde si manifestano quando l'arco temporale aumenta. Si nota, altresì, che i rendimenti dei portafogli vincenti si mostrano elevati, e superiori alla media, nel brevissimo periodo per poi decrescere (diventando negativi) quando l'orizzonte di investimento aumenta; al contrario i rendimenti dei portafogli perdenti partono da livelli negativi di breve periodo per poi invertire il loro *trend* nel lungo periodo. Tutte queste evidenze si mostrano ampiamente in linea con quanto riportato sul tema dalla letteratura internazionale.

Un distinguo risulta però d'obbligo, visto che il campione oggetto d'analisi presenta osservazioni raccolte durante la pesante crisi finanziaria del 2008. Le verifiche condotte hanno dimostrato che nonostante i rendimenti non differiscano considerevolmente tra i campioni considerati, la crisi ha provocato un sensibile aumento nella volatilità dei mercati rendendo gli extra-rendimenti meno stabili, e quindi maggiormente soggetti a *performance* fortemente variabili. Attraverso una comparazione degli indici di Sharpe è stato possibile affermare che i portafogli testati nel campione ridotto (quindi con l'esclusione della crisi *subprime*) sono preferiti dagli investitori in quanto, nonostante offrano rendimenti di poco inferiori rispetto a quelli del campione completo, assumono una variabilità molto più contenuta e quindi una remunerazione maggiore per ogni unità di rischio assunta.

In secondo luogo, si è poi proceduto a verificare se i tradizionali modelli di *asset pricing* fossero in grado di spiegare i rendimenti anomali realizzati dalle strategie. L'implementazione dei modelli ha riscontrato una buona significatività del fattore mercato (soprattutto per il campione completo), che invece, si riduce sensibilmente in quello ridotto. Tuttavia il fattore maggiormente significativo è risultato essere quello di Carhart. Mentre i tre fattori di Fama e French si sono rivelati invece molto utili nella spiegazione dei profitti *contrarian*, così come dimostrato dagli stessi autori.

In sintesi, è stato quindi possibile affermare che l'anomalia non è ristretta al solo mercato azionario ma si presenta anche su quello *futures*. Inoltre nessuno dei tradizionali modelli di *asset pricing* appare in grado di eliminare la significatività degli extra-rendimenti, confermando il fatto che, ancor oggi, non esista una spiegazione univoca del fenomeno analizzato.

## 4. Il modello Black & Litterman: la definizione della *views* basata sulle *forecast* della volatilità

### 4.1 Introduzione e rassegna della letteratura

Questo lavoro si propone di raggiungere due diversi obiettivi, tra loro strettamente correlati. In primo luogo quello di individuare un modello capace di descrivere correttamente ed accuratamente la dinamica dei rendimenti e della volatilità dei titoli azionari e dei portafogli di investimento. In secondo luogo di utilizzare tale modello allo scopo di elaborare l'insieme delle *views* soggettive da inserire nel modello di Black e Litterman (d'ora in avanti BL). I risultati di questo *paper* potrebbero interessare investitori ed operatori di mercato i quali, in un contesto di mercato altamente volatile come quello attuale, non possono prescindere dall'effettuare previsioni prima di compiere le proprie scelte di portafoglio.

Nell'ambito dell'*asset allocation* tattica, l'approccio di BL per la previsione dei rendimenti azionari costituisce un valido complemento al modello media-varianza di Markowitz (1959) per la costruzione e la gestione di un portafoglio diversificato. In questo lavoro si intende fornire un contributo empirico all'interno di una letteratura che ha dedicato scarsa attenzione a riguardo, nonostante l'argomento abbia riscosso un notevole successo soprattutto nell'ambito dell'*asset management*. I connotati innovativi di questo studio rispetto alla letteratura esistente risiedono nell'utilizzo di tecniche statistiche di previsione della volatilità dei rendimenti azionari per la definizione delle *views* degli operatori. In particolare utilizzeremo il modello EGARCH-M per formulare *forecast* sulla volatilità dei rendimenti azionari. Suddette previsioni verranno poi impiegate come input per determinare le *views* da inserire nel modello BL.

In passato la volatilità degli *assets* finanziari (intesa come proxy del rischio) è stata oggetto di numerosi studi. I primi lavori risalgono alla formulazione del modello CAPM (Sharp, 1964; Linter, 1965; Mossin, 1966; Merton, 1973,1980), che individuano una relazione tra il rendimento degli strumenti finanziari ed il loro rischio. Tuttavia non è certo se tale sia relazione diretta o inversa. La maggior parte dei modelli CAPM, come affermano Baillie e De Gennarro (1990), ipotizzano una relazione positiva tra i rendimenti azionari attesi e la loro volatilità. D'altra parte, esistono anche numerosi contributi che sostengono l'esistenza di una relazione inversa (Black, 1976; Cox e Ross, 1976; Bekaert e Wu, 2000; Whitelaw, 2000). Recentemente, Bekaert e Wu (2000) affermano che "*it appears that volatility in equity markets is asymmetric: returns and conditional volatility are negatively correlated*". Glosten et al. (1993) e Nelson (1991) confermano



la mancanza di un consenso unanime circa il tipo di relazione esistente tra rendimenti e volatilità delle azioni, in quanto sarebbe possibile sia una relazione di segno positivo che negativo.

Numerosi studi empirici, con evidenze contrastanti fra di loro, sono stati poi effettuati per e quantificare l'intensità del legame esistente tra rendimento e rischio. Patell e Wolfson (1979,1981) mostrano che la volatilità dei rendimenti azionari risulta elevata in corrispondenza di annunci sui dividendi. French et al. (1987) individuano una relazione diretta piuttosto significativa tra i rendimenti delle azioni americane e la loro varianza condizionata. Al contrario Baillie e De Gennarro (1990) segnalano, con riferimento al mercato USA, come suddetta relazione positiva sia comunque debole e quasi inesistente. Allo stesso modo, Theodossiou e Lee (1995) e Lee et al. (2001) individuano una relazione diretta, sebbene non significativa, fra i rendimenti e la varianza in molti altri mercati azionari internazionali. Nelson (1991) identifica invece una relazione inversa ma non significativa tra il rendimento atteso e la varianza nel mercato azionario USA. Glosten et al. (1993) al contrario dimostra che tale relazione è negativa e significativa per il mercato statunitense. Li, Yang, Hsiao e Chang (2005), esaminando la relazione tra i rendimenti azionari attesi e le volatilità, nelle 12 borse maggiormente capitalizzate a livello internazionale, durante un periodo ventennale, confermano l'esistenza di una relazione di segno positivo, ritenendola comunque del tutto insignificante. French e Roll, (1986) mostrano come la volatilità delle azioni tenda ad aumentare quando si verificano eventi che determinano incertezza sui mercati (i.e. maggior asimmetria informativa). Gallant, Rossi e Tauchen (1992) individuano nell'aumento del volume degli scambi una maggiore instabilità dei rendimenti azionari. Altri ancora (Gallant, Rossi e Tauchen, 1992; Bollerslev, Chou e Kroner, 1992; Campbell e Hentschel, 1992) individuano una relazione diretta tra volatilità e variabili macroeconomiche.

È appena il caso di osservare che i rendimenti azionari sono caratterizzati da distribuzioni leptocurtiche (Mandelbrot, 1963; Fama, 1965) e *volatility clustering* (periodi a bassa volatilità alternati ad periodi con elevata volatilità e persistente deviazione del prezzo delle azioni dai loro fondamentali), fenomeni tra loro strettamente connessi la cui presenza determina il crollo delle ipotesi di normalità.

Alla luce delle suddette premesse, il modello che verrà utilizzato in questo paper per la stima della volatilità dei rendimenti azionari combina l'EGARCH (Nelson, 1991) con il GARCH in media (Engle, Lilien e Robins, 1987). In sostanza si tratta del modello EGARCH-M (Beach e Orlov, 2006; Koulakiotis, Papasyriopoulos e Molyneux, 2006). Tale approccio di stima della varianza condizionata viene utilizzato allo scopo di superare i limiti dei modelli GARCH e GARCH-M. In particolare, il vantaggio principale del modello EGARCH-M sta nel fatto che, specificando il logaritmo naturale della varianza, quest'ultima sarà sempre positiva

indipendentemente dalla positività dei parametri  $\alpha$  e  $\beta$ . Tale modello è preferibile rispetto a quelli che ipotizzano una dinamica simmetrica della varianza condizionata, in quanto più capace di riflettere il reale andamento della volatilità azionaria. L'EGARCH-M è stato ampiamente utilizzato per effettuare previsioni sulla volatilità delle azioni, dei tassi di interesse ed, in generale, di qualsiasi strumento finanziario (Kusi e Menyah, 2003; Giurda e Tzavalis, 2004; Phylaktis e Aristidou, 2007; Cao, Heras e Saavedra, 2008).

I risultati ottenuti attraverso l'impiego del modello EGARCH-M, verranno successivamente utilizzati come input per determinare le *views* soggettive da inserire nel modello di Black e Litterman. In un recente studio, Palomba (2008) conduce un esperimento simile. L'autore utilizza un'applicazione dell'approccio di BL basata sulla stima di un VAR con errori che seguono un processo GARCH multivariato di tipo BEKK (Engle e Kroner, 1995).

Inserendosi in questo filone di ricerca il presente lavoro si articola in 4 sezioni: dopo una breve descrizione della metodologia di analisi e del modello econometrico utilizzato per stimare la varianza condizionata, le ultime due sezioni saranno dedicate all'esercizio applicato finalizzato alla costruzione di tre diversi portafogli azionari costruiti in base a *views* formulate a seguito di *forecast* sulla volatilità ed al calcolo dei rendimenti azionari seguendo il modello BL.

#### 4.2 Metodologia di analisi

In questo studio utilizzeremo un modello che combina l'ARCH in Media con il GARCH esponenziale (noto come EGARCH). Come in parte già detto nel paragrafo 1, in relazione ai rendimenti dei titoli azionari, possiamo riscontrare alcune regolarità empiriche, ovvero: distribuzioni di frequenza leptocurtiche, *volatility clustering*, asimmetria, *mean reversion*, effetto leva, eteroschedasticità. La combinazione del modello EGARCH con l'ARCH in Media, ci permette di tenere in considerazione molte delle regolarità empiriche appena richiamate. Il modello EGARCH, proposto da Nelson (1991) è in grado di spiegare *shock* asimmetrici di volatilità. In sostanza il modello EGARCH è in grado di catturare la regolarità empirica secondo la quale, nei mercati azionari, *shock* negativi dei rendimenti comportano generalmente una volatilità più elevata rispetto a *shock* positivi della stessa entità.

D'altro canto il modello ARCH in Mean, proposto da Engle, Lilien e Robins (1987) seguendo le indicazioni di Markowitz (1959), è caratterizzato dalla presenza di due equazioni fondamentali: quella relativa alla media (*Mean Equation*) e quella relativa alla varianza (*Variance Equation*). Gli autori introducono nella *Mean Equation* una componente di rischio, a scelta tra la varianza condizionata e la deviazione standard condizionata, allo scopo di spiegare meglio

l'andamento atteso dei rendimenti. Nel modello ARCH-M, l'effetto di *feedback* della varianza condizionata sulla media condizionata viene misurato attraverso il parametro  $\delta$ , che rappresenta una misura del *trade-off* rischio-rendimento. Di fatto maggiore è il valore di tale coefficiente, maggiore è il premio per il rischio assunto.

In questo *paper* il modello E-GARCH in Media (1,1), ottenuto come combinazione dei modelli sopra descritti, viene esteso includendo set aggiuntivi di regressori  $z$  tale per cui:

$$\ln h_t = \omega + \beta \ln h_{t-1} + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \delta \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \varphi z_t \quad (12)$$

dove  $\omega$  la media condizionata,  $h$  la varianza condizionata e  $\delta$ ,  $\beta$ ,  $\alpha$ ,  $\varphi$  i coefficienti da stimare.

Come già anticipato sopra, il modello EGARCH in Media (1,1) utilizzato per formulare le *views* viene esteso includendo set aggiuntivi di regressori (Beach e Orlov, 2007). In particolare facciamo riferimento ad un serie di indicatori che contengono importanti informazioni circa l'andamento dei mercati valutari, delle materie prime e dei tassi di interesse.

L'analisi di queste variabili sintetizza, nei suoi aspetti più importanti, la dinamica del ciclo economico. Come noto, gli studi degli analisti e le scelte degli operatori fanno costante riferimento e sono ampiamente condizionate da tali dati. La stessa *Federal Reserve*, controlla ed analizza, con estremo scrupolo, la loro configurazione al fine di ottimizzare le proprie scelte in materia di tassi di interesse. Inoltre, i fattori macroeconomici utilizzati in questa sede sono stati impiegati in passato per la costruzione di modelli utili per prevedere l'evoluzione futura dei prezzi delle azioni.

In particolare, alcune tra queste variabili fanno riferimento ai tassi di interesse ed ai prezzi delle materie prime (ovvero la misura del *term spread* ed il prezzo del petrolio). Altre invece fanno riferimento all'andamento di uno tra i principali *cross* valutari.

Riguardo i tassi di interesse, i risultati delle ricerche condotte da Stock e Watson (1989), Harvey (1988,1989), Estrella e Hardouvelis (1991), evidenziano come l'inclinazione della curva dei tassi abbia spesso anticipato future fasi di espansione e di recessione dell'economia reale, tant'è che il *term spread* rientra tra i sette indicatori che compongono il *Conference Board's Index of Leading Indicator*. Estrella e Mishkin (1997), dopo aver preso in considerazione la politica monetaria condotta dalle Banche Centrali in quattro dei principali paesi europei (Francia, Germania, Italia e Regno Unito), mostrano come l'inclinazione della *term structure* abbia un significativo potere predittivo sia per l'attività reale che per i corsi azionari. Allo stesso modo

Bonser e Morley (1997), dopo aver esaminato undici economie sviluppate, mostrano come il differenziale di rendimento sia un buon indicatore predittivo della dinamica futura dell'economia reale.

Anche il petrolio viene tradizionalmente riconosciuto come uno tra i principali indicatori spia della congiuntura economica mondiale. Non sorprende che molti contributi siano stati dedicati allo studio del petrolio ed al suo impatto sull'economia reale e quindi sul prezzo delle azioni. È noto infatti come un aumento del prezzo del petrolio comporti costi di produzione più elevati, un aumento dell'inflazione e quindi dei tassi di interesse. Hamilton, (1983) e Gisser e Goodwin, (1986) dimostrano come i prezzi del petrolio siano stati in passato responsabili di recessioni economiche. Rotemberg e Woodford (1996) stimano che un aumento del 10% del prezzo del petrolio conduce ad una riduzione media del PIL del 2,5% nei cinque/sei trimestri successivi. Bernanke (1983) e Pindyck, (1991) mostrano come grandi fluttuazioni del prezzo del petrolio possano provocare incertezza sui prezzi futuri delle *commodities* in generale e quindi causare ritardi nella realizzazione di investimenti aziendali. Jones e Kaul (1996) scoprono una relazione inversa tra prezzi del petrolio e prezzi delle azioni negli Stati Uniti, Canada, Regno Unito, e in Giappone nel periodo tra il 1947 ed il 1991. McSweeney e Worthington (2008) esaminano l'impatto del prezzo del petrolio e di altre variabili macroeconomiche sulla dinamica dei rendimenti dei titoli azionari australiani. Gli autori individuano una relazione positiva tra il prezzo del petrolio ed i rendimenti dei titoli del settore bancario, *retail*, e dei trasporti, una relazione positiva sul settore energetico, nessun effetto sul comparto finanziario, assicurativo e dei media. Pochi sono invece i contributi che indagano riguardo effetti delle variazioni della volatilità del prezzo del petrolio sulla volatilità dei mercati azionari. Hammoudeh et al. (2004), utilizza metodi GARCH univariati e multivariati per esaminare la persistenza della volatilità del mercato del greggio ed il suo effetto sulla volatilità dei rendimenti dei titoli facenti parte dell'indice S&P settore energia. Successivamente l'autore (2010) esamina gli impatti delle variazioni del prezzo del petrolio, sulle volatilità dei rendimenti di titoli Usa appartenenti a 27 settori. Gli aumenti del prezzo del petrolio ridurrebbero la volatilità dei rendimenti dei titoli appartenenti al settore energetico ed a settori strettamente correlati. Infine, Choi e Hammoudeh (2010) utilizzano un modello *Switching* GARCH, per misurare gli *switch* della volatilità dei rendimenti azionari del mercato Usa al variare della volatilità di cinque materie prime strategiche (i.e. rame, oro, argento, petrolio Brent e WTI). I risultati suggeriscono che le probabilità di periodi a bassa volatilità siano maggiori di quelle dei periodi ad elevata volatilità, per tutte le materie prime (ad eccezione dell'oro) e per il mercato azionario. I risultati indicano che il regime di bassa volatilità è più

stabile del regime di alta volatilità e che la durata del primo è superiore alla durata del secondo per il mercato azionario nonché per la maggior parte delle *commodities*.

L'altra variabile che è stata inclusa in questo studio è il *cross* valutario euro-dollaro. Dornbusch e Fischer (1980), suggeriscono come le variazioni dei tassi di cambio incidano sulla competitività internazionale delle imprese nazionali e quindi sui loro utili e sui prezzi delle loro azioni. Tuttavia, non è chiaro se l'impatto delle fluttuazioni dei tassi di cambio sul mercato azionario sia positivo o negativo<sup>46</sup>. Frankel (1983) si sofferma invece sullo studio della relazione inversa tra prezzi delle azioni e mercati valutari. L'autore sostiene come gli investitori, nella costruzione dei loro portafogli di investimento e nella scelta degli *assets* da includere negli stessi, condizionino l'andamento dei *cross* valutari. Test di cointegrazione e di causalità sono stati ampiamente utilizzati per esplorare il nesso esistente tra mercati azionari e mercati valutari. Le analisi di cointegrazione svolte indicano generalmente l'assenza di qualsiasi relazione significativa di lungo periodo tra i due mercati<sup>47</sup>. Mentre i test di causalità forniscono evidenze contrastanti. Hatemi e Irandoust (2002) individuano una causalità unidirezionale tra i prezzi delle azioni ed i tassi di cambio in Svezia. Ajayi e Mougoué (1996) riportano relazioni significative per otto grandi economie industriali: Stati Uniti, Canada, Francia, Germania, Italia, Giappone, Paesi Bassi e Regno Unito. Nel complesso, l'esistenza ed il segno del nesso di causalità sembrano dubbi. Le differenze osservate sono attribuite a fattori *country specific* (quali ad esempio le dimensioni del mercato nazionale, il grado di internazionalizzazione, i regimi di cambio, il grado di liberalizzazione, i controlli sui capitali, ecc.). Granger et al. (2000) e Pan et al. (2007) indicano che la relazione e la causalità tra i due mercati varia nel tempo e dipende sostanzialmente dallo "stato di salute" dei mercati azionari. Tastan (2006) si avvale di un GARCH bivariato per studiare la relazione tra il tasso di cambio l'euro dollaro e due indici azionari statunitensi e ne deduce che la correlazione condizionale varia in modo significativo nel corso del tempo. Harmantzis e Miao (2009) giungono a simili conclusioni analizzando un campione di dieci paesi industrializzati. Utilizzando l'approccio copula, scoprono che la relazione tra i mercati azionari e quelli valutari cambia con il passare del tempo, soprattutto, nei periodi di turbolenze finanziarie di caratura internazionale. Kollias, Mylonidis e Paleologou (2012) utilizzando dati giornalieri, studiano

---

<sup>46</sup> Così ad esempio, se facciamo riferimento ad un economia *export oriented*, il deprezzamento della moneta nazionale rende più competitive le imprese locali, portando ad un aumento delle loro esportazioni e quindi dei loro utili. Dal momento che i prezzi delle azioni sono determinati scontando i flussi di cassa futuri, il deprezzamento della moneta anticipa un aumento nei prezzi delle azioni nazionali. Tuttavia, una relazione inversa può sussistere nel caso in cui le imprese locali utilizzano nella produzione materie prime importate. In questo caso, il deprezzamento della valuta domestica anticiperà un aumento del costo di produzione, riducendo i profitti delle imprese nazionali.

<sup>47</sup> Si veda in particolare Bhandari e Genberg, 1989; Bahmani, Oskooee e Sohrabian, 1992; Granger et al, 2000; Nieh e Lee, 2001; Smyth e Nandha, 2003; Morales, 2009.

invece la relazione tra il cross euro dollaro e due indici azionari europei. I risultati empirici forniscono la prova di una causalità *time varying* tra i il mercato valutario ed il mercato azionario.

Una volta stimati i coefficienti dell'equazione (13) sarà possibile esplicitare il grado di persistenza della volatilità dei rendimenti dei titoli inclusi nel campione (c.d. *half life* o tempo di convergenza Engle e Patton; 2001), verificare l'eventuale presenza di un effetto *leverage* e di un effetto asimmetria.

L'utilizzo del modello EGARCH-M per l'analisi della volatilità, permetterà, sulla base del set informativo disponibile, di effettuare previsioni sulla varianza condizionata dei singoli titoli. L'utilità della previsione dinamica della volatilità diviene importante nell'ambito della valutazione complessiva dei titoli considerati, in quanto da un lato permette di stimare la rischiosità intrinseca del titolo nel medio periodo, dall'altro la rapidità con la quale il livello di volatilità tende a livellarsi intorno al valore *mean revert*.

Successivamente, con le informazioni ottenute mediante lo studio delle volatilità, verranno stimati i rendimenti previsionali dei singoli titoli ed infine si procederà alla scelta di quelli sui quali esprimere *views*.

#### 4.3 Dataset e risultati empirici

In questo *paper* vengono utilizzati dati del mercato americano, raccolti<sup>48</sup> con frequenza giornaliera, su un orizzonte temporale che si estende dal gennaio 2002 al dicembre 2011. In particolare, abbiamo deciso di effettuare un'analisi di trenta blue chip incluse nel Dow Jones Industrial. Questo indice è uno tra i più noti del NYSE, ed è spesso scelto dalla letteratura accademica e dalla stampa economica internazionale, per valutare il tasso di crescita dell'economia reale negli Stati Uniti.

L'elevata frequenza dei dati e la lunghezza del periodo di riferimento, hanno permesso di includere nell'analisi l'impatto, sul mercato dei capitali, di alcuni eventi storici straordinari, tra i quali la recente crisi finanziaria provocata dai mutui *subprime*. Inoltre, l'utilizzo di serie storiche sufficientemente ampie, ha garantito un'adequata significatività dei risultati raggiunti dall'analisi econometrica, attenuando così gli effetti distorsivi, sul breve periodo, di eventuali accadimenti di carattere eccezionale.

Dall'esame delle statistiche descrittive in tabella 17 emergono le seguenti considerazioni: sia i titoli dell'indice Dow Jones che le variabili macroeconomiche analizzate presentano un considerevole grado di dispersione attorno al valore medio. La curtosi dei titoli e delle variabili

---

<sup>48</sup> Fonte: *Datastream*.

macroeconomiche, evidenzia la presenza di distribuzioni leptocurtiche. Una considerazione particolare meritano i titoli Bank of America, JPMorgan, Merk e The Travelers Companies che mostrano valori di gran lunga più elevati rispetto ad altri titoli sia per quanto riguarda la deviazione standard, sia per l'eccesso di curtosi<sup>49</sup>. Tra le variabili macroeconomiche esaminate il *term spread* riporta un maggiore indice di asimmetria e di curtosi.

La tabella 18 evidenzia invece la significatività delle tre variabili macroeconomiche nello spiegare la volatilità dei titoli del DJ 30. L'analisi dei dati mostra elevati livelli di significatività, dei regressori esaminati.

Infine nella tabella 19 vengono evidenziati i risultati ottenuti mediante l'applicazione del metodo EGARCH-M. Il modello ci permette di individuare tre effetti caratterizzanti lo studio della volatilità dei rendimenti dei titoli azionari.

---

<sup>49</sup> Nello specifico, il titolo con una distribuzione maggiormente appuntita è Merck, il quale presenta anche un indice di asimmetria negativo maggiore rispetto agli altri. Tra le variabili macroeconomiche esaminate lo spread tra i tassi riporta un maggiore indice di asimmetria e di curtosi. Mentre la maggiore dispersione rispetto al proprio valor medio è stata rilevata nel titolo Bank of America e nel prezzo del petrolio.

**Tabella 17 – Statistiche descrittive delle principali variabili**

VARIABILE	SIMBOLO	MEDIA	MIN	MAX	SD	SK	KUR	P5	MEDIANA	P95
3M	3M	0.0129	-9.3837	9.4204	1.5350	-0.1884	7.9876	-2.30	0.03	2.32
ALCOA	ALCOA	-0.0561	-17.4996	20.8734	2.8991	-0.1924	10.4302	-4.43	0.00	4.02
AMERICAN EXPRESS	AE	0.0164	-19.3523	18.7712	2.6012	0.1003	12.1181	-3.94	0.00	3.85
AT&T	ATT	-0.0103	-10.7528	15.0832	1.7498	0.2415	9.3963	-2.83	0.00	2.62
BANK OF AMERICA	BOA	-0.0688	-34.2059	30.2096	3.5743	-0.3196	25.0967	-4.30	0.00	3.86
BOEING	BOEING	0.0253	-8.4187	14.3777	1.9808	0.0693	6.3641	-3.20	0.04	3.09
CATERPILLAR	CATER	0.0494	-15.6859	13.7350	2.2014	-0.1140	7.7090	-3.50	0.07	3.35
CHEVRON CORPORATION	CHEVRON	0.0343	-13.3406	18.9415	1.7734	0.0287	15.3797	-2.68	0.11	2.34
CISCO SYSTEM	CISCO	-0.0001	-17.6865	21.8239	2.3596	0.0082	11.3728	-3.68	0.05	3.55
COCA-COLA	CC	0.0157	-10.6038	12.9971	1.2985	0.0586	13.8514	-2.01	0.04	1.96
DUPONT	DUPONT	0.0029	-12.0280	10.8559	1.8856	-0.1946	8.0213	-2.88	0.02	2.71
EXXONMOBIL	EXXON	0.0305	-15.0271	15.8631	1.7080	-0.0255	14.2798	-2.52	0.08	2.31
GENERAL ELECTRIC	GE	-0.0320	-13.6841	17.9844	2.1205	0.0423	11.4149	-3.25	0.00	3.03
HEWLETT-PACKARD	HP	0.0090	-22.3483	13.5277	2.2416	-0.4010	12.0516	-3.55	0.04	3.43
HOME DEPOT	HD	-0.0077	-15.1608	13.1613	2.0054	0.0502	8.4338	-3.10	0.00	3.09
IBM	IBM	0.0166	-10.6675	10.8989	1.5944	0.0822	8.8711	-2.47	0.02	2.44
INTEL	INTEL	-0.0103	-20.4794	11.1988	2.3445	-0.4851	9.7281	-3.60	0.00	3.54
JOHNSON & JOHNSON	JJ	0.0041	-17.2517	11.5373	1.2307	-0.6677	24.7872	-1.80	0.00	1.84
JPMORGAN CHASE	JPM	-0.0035	-23.2278	22.3917	2.9296	0.2809	15.0703	-4.17	-0.02	4.04
KRAFT FOODS	KRAFT	0.0037	-14.6152	7.0280	1.3950	-0.7053	11.9010	-2.10	0.03	2.07
MCDONALD'S	MCD	0.0529	-13.7160	8.9745	1.5568	-0.1729	9.2843	-2.24	0.08	2.35
MERCK	MERCK	-0.0155	-31.1709	12.2509	1.9409	-1.9691	35.8303	-2.68	0.02	2.64
MICROSOFT	MICROSOFT	-0.0097	-12.4579	17.0626	1.8805	0.1263	10.6466	-2.90	0.00	2.86
PFIZER	PFIZER	-0.0242	-11.8171	9.6870	1.7022	-0.3515	8.8032	-2.58	-0.06	2.56
PROCTER & GAMBLE	PG	0.0210	-8.2264	9.7257	1.1816	-0.1966	9.5971	-1.73	0.03	1.84
THE TRAVELERS COMPANIES	TRAVELERS	0.0118	-20.0671	22.7578	2.0768	0.3700	19.0996	-2.90	0.02	2.93
UNITED TECHNOLOGIES CORPORATION	UTC	0.0324	-9.1697	12.7926	1.7087	0.2223	8.2770	-2.59	0.03	2.70
VERIZON COMMUNICATIONS	VERIZON	-0.0023	-12.6088	13.6562	1.6767	0.1197	9.2036	-2.58	0.00	2.50
WAL MART	WM	0.0015	-8.4077	10.5018	1.3811	0.1916	7.8523	-2.13	0.02	2.11
WALT DISNEY	WD	0.0241	-10.2306	14.8181	2.0231	0.3032	8.4340	-3.09	0.03	3.24
OIL	OIL	0.0757	-11.1276	13.5044	2.1951	0.0948	5.4856	-3.54	0.11	3.35
TS10	TS10	-0.0006	-0.4861	0.7167	0.0774	0.3053	11.8044	-0.11	0.00	0.11
EUR_USD	USD_EUR	-0.0178	-3.4230	2.6528	0.6730	-0.0107	4.4014	-1.09	-0.03	1.11



**Tabella 18 – EGARCH-M (1,1): coefficienti relativi alle tre variabili macroeconomiche analizzate**

<b>DJ30 STOCKS</b>	<b>OIL</b>	<b>TS10</b>	<b>EUR_USD</b>
<b>3M</b>	0.006** (0.49)	4.155*** (17.65)	-0.181*** (-4.89)
<b>ALCOA</b>	0.129*** (7.14)	6.533*** (12.53)	-0.593*** (-9.02)
<b>AE</b>	-0.005** (-0.39)	3.108*** (7.24)	-0.202*** (-4.66)
<b>ATT</b>	-0.004** (-0.37)	2.942*** (9.36)	-0.311*** (-8.48)
<b>BOA</b>	-0.026* (-2.15)	1.932*** (4.74)	-0.199*** (-4.69)
<b>BOEING</b>	0.018* (1.24)	3.424*** (8.11)	-0.233*** (-4.96)
<b>CATER</b>	0.052*** (3.23)	4.805*** (10.39)	-0.387*** (-6.89)
<b>CHEVRON</b>	0.149*** (12.83)	3.495*** (10.58)	-0.481*** (-13.39)
<b>CISCO</b>	0.017* (0.90)	4.559*** (10.81)	-0.304*** (-5.25)
<b>CC</b>	-0.014* (-1.40)	1.866*** (7.83)	-0.222*** (-7.49)
<b>DUPONT</b>	0.003** (0.24)	4.696*** (12.98)	-0.283*** (-6.97)
<b>EXXON</b>	0.131*** (12.26)	3.314*** (10.26)	-0.407*** (-11.61)
<b>GE</b>	-0.015* (-1.30)	3.427*** (8.87)	-0.249*** (-7.05)
<b>HP</b>	0.004** (0.29)	3.405*** (7.81)	-0.181*** (-3.60)
<b>HD</b>	-0.028*** (-1.90)	3.578*** (9.09)	-0.233*** (-5.42)
<b>IBM</b>	-0.015* (-1.39)	2.929*** (9.56)	-0.203*** (-5.37)
<b>INTEL</b>	0.005** (0.29)	4.783*** (10.97)	-0.332*** (-5.92)
<b>JJ</b>	-0.013* (-1.86)	1.498*** (6.65)	-0.193*** (-7.61)

*Note:* con gli asterischi vengono contrassegnati i coefficienti significativi ad un livello di confidenza del 5%, del 1% ed del 1%.

**Tabella 18 – segue**

<b>DJ30 STOCKS</b>	<b>OIL</b>	<b>TS10</b>	<b>EUR_USD</b>
<b>JPM</b>	-0.037*** (-2.61)	3.882*** (8.64)	-0.345*** (-7.60)
<b>KRAFT</b>	-0.010* (-0.95)	2.074*** (7.37)	-0.141*** (-4.31)
<b>MCD</b>	-0.001** (-0.06)	1.855*** (6.50)	-0.219*** (-5.80)
<b>MERCK</b>	0.042*** (2.67)	1.954*** (4.78)	-0.267*** (-5.02)
<b>MICROSOFT</b>	0.008* (0.66)	4.554*** (13.75)	-0.221*** (-4.79)
<b>PFIZER</b>	-0.012* (-0.93)	1.970*** (5.22)	-0.223*** (-4.85)
<b>PG</b>	-0.017*** (-1.89)	1.711*** (6.69)	-0.128*** (-4.23)
<b>TRAVELERS</b>	-0.027*** (-2.08)	3.833*** (11.44)	-0.257*** (-5.82)
<b>UTC</b>	0.014* (1.27)	4.059*** (12.79)	-0.230 (-6.22)
<b>VERIZON</b>	-0.024*** (-2.09)	2.620*** (7.97)	-0.242*** (-6.60)
<b>WM</b>	-0.048*** (-4.67)	1.904*** (6.75)	-0.115*** (-3.53)
<b>WD</b>	-0.014* (-0.96)	4.268*** (11.31)	-0.219*** (5.18)

*Note:* con gli asterischi vengono contrassegnati i coefficienti significativi ad un livello di confidenza del 5%, del 1% ed del 1‰.

**Tabella 19 - EGARCH-M (1,1): effetto leva, effetto asimmetria, effetto persistenza ed half life dei titoli analizzati**

DJ30 STOCKS	EFFETTO LEVA	EFFETTO ASIMMETRIA	EFFETTO PERSISTENZA	HALF LIFE
<b>3M</b>	-0.072*** (-10.24)	0.080*** (8.33)	0.974*** (246.45)	26
<b>ALCOA</b>	-0.046*** (-7.54)	0.101*** (9.94)	0.987*** (410.65)	53
<b>AE</b>	-0.076*** (-9.60)	0.133*** (11.64)	0.991*** (531.11)	77
<b>ATT</b>	-0.043*** (-6.04)	0.121*** (9.96)	0.992*** (509.02)	86
<b>BOA</b>	-0.062*** (-13.05)	0.098*** (15.77)	0.995*** (1035.59)	138
<b>BOEING</b>	-0.062*** (-8.31)	0.093*** (8.15)	0.987*** (319.65)	53
<b>CATER</b>	-0.047*** (-7.83)	0.050*** (7.68)	0.990*** (441.33)	69
<b>CHEVRON</b>	-0.093*** (-7.10)	0.175*** (9.20)	0.970*** (202.08)	23
<b>CISCO</b>	-0.018* (-2.64)	0.129*** (10.56)	0.963*** (211.34)	18
<b>CC</b>	-0.068*** (-11.30)	0.121*** (11.77)	0.988*** (423.26)	57
<b>DUPONT</b>	-0.051*** (-6.91)	0.110*** (9.59)	0.988*** (389.49)	57
<b>EXXON</b>	-0.063*** (-5.76)	0.171*** (14.73)	0.974*** (283.59)	26
<b>GE</b>	-0.043*** (-6.08)	0.109*** (10.88)	0.993*** 602.35	99
<b>HP</b>	-0.073*** (-10.95)	0.150*** (13.17)	0.970*** (273.79)	23
<b>HD</b>	-0.063*** (-9.36)	0.087*** (10.09)	0.991*** (470.31)	77
<b>IBM</b>	-0.072*** (-10.95)	0.166*** (11.19)	0.973*** (255.70)	25
<b>INTEL</b>	-0.035*** (-5.81)	0.076*** (8.86)	0.992*** (579.84)	86
<b>JJ</b>	-0.101*** (-9.23)	0.198*** (13.29)	0.969*** (224.97)	22

*Note:* con gli asterischi vengono contrassegnati i coefficienti significativi ad un livello di confidenza del 5%, del 1% ed del 1%.

**Tabella 19 – segue**

<b>DJ30 STOCKS</b>	<b>EFFETTO LEVA</b>	<b>EFFETTO ASIMMETRIA</b>	<b>EFFETTO PERSISTENZA</b>	<b>HALF LIFE</b>
<b>JPM</b>	-0.070*** (-10.39)	0.132*** (11.39)	0.992*** (538.77)	86
<b>KRAFT</b>	-0.075*** (-9.52)	0.173*** (15.32)	0.959*** (171.08)	17
<b>MCD</b>	-0.039*** (-6.20)	0.113*** (12.44)	0.992*** (589.06)	86
<b>MERCK</b>	-0.071*** (-17.78)	0.005*** (4.89)	0.989*** (345.31)	63
<b>MICROSOFT</b>	-0.026*** (-5.15)	0.082*** (9.92)	0.988*** (576.60)	57
<b>PFIZER</b>	-0.042*** (-6.83)	0.097*** (10.97)	0.985*** (484.14)	46
<b>PG</b>	-0.082*** (-10.82)	0.100*** (10.61)	0.973*** (277.94)	25
<b>TRAVELERS</b>	-0.075*** (-9.98)	0.130*** (15.04)	0.986*** (378.59)	49
<b>UTC</b>	0.097*** (10.58)	0.103*** (8.55)	-0.982*** (-300.43)	38
<b>VERIZON</b>	-0.032*** (-4.57)	0.128*** (11.69)	0.987*** (418.51)	53
<b>WM</b>	-0.035*** (-4.15)	0.103*** (11.91)	0.988*** (467.04)	57
<b>WD</b>	-0.052*** (-5.72)	0.148*** (11.22)	0.981*** (282.87)	36

*Note:* con gli asterischi vengono contrassegnati i coefficienti significativi ad un livello di confidenza del 5%, del 1% ed del 1%.

In primo luogo l'effetto *leverage*, che cattura la correlazione negativa tra volatilità e la risposta degli investitori agli shock dei prezzi azionari provocati da *good/bad news*. Il coefficiente positivo/negativo implica rispettivamente che le notizie positive/negative (i.e. aumento/diminuzione non attesa dei prezzi azionari) sono più destabilizzanti di quelle negative/positive.

In secondo luogo l'effetto asimmetria, che rileva la presenza di un effetto *leverage* asimmetrico. Infatti, per rendimenti azionari, è possibile che *shock* positivi e negativi non abbiano lo stesso effetto sulla volatilità. Tale asimmetria è attribuita dalle teorie esistenti a due tipi di effetti. Secondo la prima teoria, quando il prezzo di un'azione scende, aumenta per l'azienda emittente il relativo rapporto *debt to equity* (Black, 1976). Questo a sua volta comporta un aumento della volatilità dei rendimenti. Per la seconda teoria invece (French et al., 1987), notizie relative ad un aumento della volatilità di un titolo inducono gli investitori, tipicamente avversi al rischio, a richiedere un premio al rischio maggiore. A riguardo Bekaert e Wu (2000) sostengono che, se la volatilità ha un prezzo, un incremento della stessa comporta un aumento del *required return on asset* e quindi un calo immediato dei prezzi dell'azione. Il conseguente declino del prezzo dell'azione innesca una spirale che porta ad ulteriori incrementi di volatilità.

L'effetto *leverage* sui trenta titoli che compongono il DJ30, in funzione delle variabili Oil, Ts10 e Usd-Eur, presenta generalmente un segno negativo, ad eccezione del titolo United Technologies Corporation. In altre parole un segno negativo del coefficiente  $\delta$ , presuppone un effetto amplificativo sulla volatilità dei rendimenti nel caso di innovazioni negative ed un impatto ridotto sulla volatilità nel caso di innovazioni positive. In generale l'effetto *leverage* appare debole e sostanzialmente minore dell'*asymmetric effect*, ad eccezione del titolo Merck.

L'ultimo effetto, di natura auto regressiva, cattura la persistenza della volatilità nel tempo. L'entità del coefficiente  $\beta$  determina quanto sia veloce l'assorbimento degli shock passati di volatilità. La stazionarietà del coefficiente è assicurata per valori compresi tra 0 e 1.

La persistenza della volatilità permette anche di catturare il fenomeno del *volatility clustering*. Per i rendimenti azionari si alternerebbero periodi caratterizzati da un'elevata volatilità dei rendimenti a periodi caratterizzati da una volatilità contenuta. Si tratta quindi di un fenomeno che offre una conferma empirica dell'instabilità temporale della volatilità (*time varying*). A riguardo i titoli analizzati presentano coefficienti compresi nei parametri di stazionarietà (ad eccezione del titolo United Technologies Corporation il quale non risulta stazionario) ed evidenziano una volatilità dei rendimenti piuttosto persistente. Infatti i  $\beta$  sono in valore assoluto sono prossimi ad uno, valori che ci consentono di affermare che i titoli in questione presentino tipicamente memorie di volatilità molto lunghe. Una misura più immediata della persistenza della volatilità è data dal *half life* di Engle e Bollerslev (1986), ovvero:

$$HL = \frac{\ln(0,5)}{\ln(\beta)} \quad (13)$$

L'indicatore misura in giorni la velocità con la quale la varianza condizionata converge a quella non condizionata. Essa è definita come il numero di periodi necessari a dimezzare la distanza fra la varianza condizionata e il suo livello medio (varianza non condizionata). In altre parole l'indicatore misura la velocità del processo di *mean reverting* della volatilità, ovvero della tendenza della volatilità a convergere verso il valor medio di lungo periodo. Tra i titoli, Bank of America registra un HF di 138 giorni. In altre parole il titolo in questione tende a mantenere livelli di elevata volatilità condizionale per almeno un quadrimestre, prima di convergere nuovamente al livello medio di volatilità di lungo periodo. In media l'*half life* dei titoli analizzati è di 54 giorni.

Una volta effettuate le stime dei parametri ed ipotizzando che il gestore abbia un orizzonte previsivo di quattro settimane (corrispondente a 20 sedute di borsa), il modello EGARCH-M è in grado di fornire la previsione circa la volatilità dei titoli analizzati.

Poiché la varianza, viene stimata ricorrendo al modello EGARCH M (1,1) nel modo seguente:

$$h_t = \omega^* h_{t-1}^\beta \exp\left(\frac{\alpha|r_{t-1}| + \delta r_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}\right) \quad (14)$$

dove:

$$\omega^* = \exp\left(\omega - \alpha \sqrt{\frac{2}{\pi}}\right)$$

la previsione per un orizzonte temporale di  $m$  periodi in avanti è quindi espressa dalla seguente equazione:

$$h_{t+m|t} = K^{(1+\beta+\dots+\beta^{m-2})} h_{t+1|t}^{\beta^{m-1}} \quad (15)$$

dove  $K$  (costante) indica il valore atteso condizionato dell'esponentiale indicato nella formulazione della varianza stimata (16).

I modelli GARCH permettono di effettuare previsioni statiche, o dinamiche. Le prime consistono nell'utilizzare le informazioni disponibili per prevedere la varianza condizionata un periodo in avanti. Invece, le previsioni dinamiche, utilizzano le informazioni a disposizione sino al periodo  $t$  per poi prevedere la varianza condizionata su un generico orizzonte  $t + \tau$  con  $\tau \geq 2$ . Le

previsioni ottenute sono funzione sia dell'informazione disponibile che di un coefficiente, che decade all'aumentare dell'orizzonte di previsione. In particolare per  $\tau \rightarrow \infty$  la previsione converge ad una stima della varianza non condizionata. La previsione effettuata in questo *paper* è di tipo dinamico. In seguito all'aggiunta al *dataset* iniziale di 20 osservazioni si è potuto effettuare una previsione circa l'evoluzione della varianza condizionata dei rendimenti.

La previsione dinamica della volatilità dei rendimenti ci permette di stimare la rischiosità dei titoli nel breve/medio periodo e la rapidità con il quale il livello di volatilità tende ad allinearsi al valor medio di lungo periodo (*mean reversion*).

Osservando i risultati riportati in tabella 20 possiamo evidenziare come generalmente i titoli analizzati abbiano una volatilità non condizionale con valori tendenzialmente inferiori a quelli campionari.

Una volta effettuate le stime dei parametri ed ipotizzando che il manager abbia un orizzonte previsivo di quattro settimane, il modello è in grado di fornire la previsione circa il vettore dei rendimenti e quella relativa alla matrice delle varianze condizionate (tabella 21).

Dalla tabella 21 emerge come i rendimenti attesi tendano a valori costanti. Quindi il valore dei rendimenti in  $t + 20$  può essere inteso come il rendimento medio di lungo periodo<sup>50</sup> (i.e. valore *mean revert*).

---

<sup>50</sup> In particolare suddetta tabella è stata realizzata, ricorrendo alla formula del CAPM (Sharpe, 1964; Lintner, 1965; Mossin, 1966).

$$E(r_i) = r_f + (r_m - r_f)\beta_i$$

Nella formulazione si è assunto come tasso *risk free*, il rendimento del T-Bond 10Y al 30 dicembre 2011 (data corrispondente all'ultima osservazione del nostro *dataset*), mentre come tasso di rendimento di mercato, il rendimento medio campionario dell'indice Dow Jones. Il  $\beta$ , scaturisce invece dal rapporto tra la covarianza del singolo titolo in esame e l'indice Dow Jones, e la varianza condizionale giornaliera dell'indice Dow Jones.

**Tabella 20 – Previsione del vettore delle varianze condizionate giornaliere supponendo che il gestore abbia un orizzonte di previsione di quattro settimane**

<b>TEMPO/ DJ30 STOCKS</b>	<b>3M</b>	<b>ALCOA</b>	<b>AE</b>	<b>ATT</b>	<b>BOA</b>	<b>BOEING</b>	<b>CATER</b>	<b>CHEVRON</b>	<b>CISCO</b>	<b>CC</b>	<b>DUPONT</b>	<b>EXXON</b>	<b>GE</b>	<b>HP</b>	<b>HD</b>
t+1	2.225	7.467	6.571	2.986	12.531	3.754	4.449	2.668	5.388	1.638	3.270	2.586	4.304	4.890	3.920
t+2	2.224	7.458	6.564	2.984	12.512	3.751	4.448	2.640	5.408	1.640	3.265	2.569	4.306	4.912	3.918
t+3	2.223	7.449	6.557	2.983	12.492	3.749	4.447	2.612	5.428	1.642	3.259	2.552	4.309	4.933	3.916
t+4	2.222	7.440	6.550	2.981	12.473	3.746	4.446	2.586	5.448	1.645	3.254	2.536	4.311	4.954	3.914
t+5	2.221	7.431	6.544	2.980	12.454	3.744	4.445	2.561	5.466	1.647	3.248	2.521	4.314	4.974	3.913
t+6	2.220	7.423	6.537	2.978	12.435	3.742	4.444	2.537	5.485	1.649	3.243	2.506	4.316	4.994	3.911
t+7	2.219	7.414	6.530	2.976	12.416	3.740	4.443	2.513	5.502	1.651	3.238	2.491	4.319	5.013	3.909
t+8	2.218	7.406	6.524	2.975	12.397	3.737	4.441	2.491	5.519	1.653	3.233	2.477	4.321	5.032	3.907
t+9	2.217	7.397	6.517	2.973	12.378	3.735	4.440	2.469	5.536	1.655	3.227	2.464	4.324	5.050	3.906
t+10	2.216	7.389	6.510	2.972	12.360	3.733	4.439	2.449	5.551	1.657	3.222	2.450	4.326	5.068	3.904
t+11	2.215	7.381	6.504	2.970	12.341	3.731	4.438	2.429	5.567	1.659	3.217	2.438	4.328	5.086	3.902
t+12	2.214	7.373	6.498	2.969	12.323	3.729	4.437	2.410	5.581	1.661	3.212	2.425	4.331	5.102	3.901
t+13	2.213	7.365	6.491	2.967	12.305	3.727	4.436	2.391	5.596	1.663	3.208	2.413	4.333	5.119	3.899
t+14	2.212	7.358	6.485	2.966	12.287	3.725	4.435	2.373	5.610	1.665	3.203	2.401	4.335	5.135	3.897
t+15	2.211	7.350	6.479	2.965	12.269	3.723	4.434	2.356	5.623	1.667	3.198	2.390	4.338	5.151	3.896
t+16	2.210	7.343	6.473	2.963	12.251	3.721	4.433	2.340	5.636	1.669	3.193	2.379	4.340	5.166	3.894
t+17	2.210	7.335	6.467	2.962	12.233	3.719	4.432	2.324	5.648	1.671	3.189	2.368	4.342	5.181	3.893
t+18	2.209	7.328	6.461	2.960	12.215	3.717	4.431	2.308	5.660	1.673	3.184	2.358	4.345	5.195	3.891
t+19	2.208	7.321	6.455	2.959	12.198	3.715	4.430	2.293	5.672	1.675	3.180	2.348	4.347	5.209	3.890
t+20	2.207	7.314	6.449	2.957	12.180	3.713	4.429	2.279	5.683	1.677	3.175	2.338	4.349	5.223	3.888



**Tabella 20 – segue**

<b>TEMPO/ DJ30 STOCKS</b>	<b>IBM</b>	<b>INTEL</b>	<b>JJ</b>	<b>JPM</b>	<b>KRAFT</b>	<b>MCD</b>	<b>MERCK</b>	<b>MICROSOFT</b>	<b>PFIZER</b>	<b>PG</b>	<b>TRAVELERS</b>	<b>UTC</b>	<b>VERIZON</b>	<b>WM</b>	<b>WD</b>
t+1	2.439	5.282	1.461	8.180	1.924	2.407	3.684	3.397	2.851	1.361	4.158	2.716	2.757	1.881	3.896
t+2	2.434	5.287	1.455	8.165	1.931	2.413	3.679	3.404	2.858	1.359	4.151	2.705	2.753	1.882	3.893
t+3	2.430	5.291	1.449	8.151	1.939	2.419	3.674	3.411	2.865	1.356	4.144	2.695	2.750	1.884	3.889
t+4	2.426	5.296	1.443	8.136	1.946	2.425	3.669	3.419	2.871	1.354	4.138	2.685	2.747	1.885	3.886
t+5	2.422	5.301	1.437	8.122	1.953	2.431	3.664	3.426	2.878	1.352	4.131	2.675	2.744	1.887	3.882
t+6	2.419	5.305	1.432	8.108	1.960	2.437	3.659	3.433	2.884	1.350	4.125	2.665	2.741	1.888	3.879
t+7	2.415	5.310	1.426	8.094	1.967	2.442	3.654	3.440	2.890	1.348	4.119	2.656	2.738	1.890	3.876
t+8	2.411	5.314	1.421	8.080	1.973	2.448	3.649	3.447	2.896	1.346	4.112	2.646	2.735	1.891	3.873
t+9	2.408	5.319	1.416	8.066	1.979	2.454	3.645	3.454	2.903	1.344	4.106	2.637	2.732	1.892	3.870
t+10	2.405	5.323	1.411	8.053	1.985	2.459	3.640	3.461	2.909	1.342	4.100	2.628	2.729	1.894	3.867
t+11	2.401	5.328	1.406	8.039	1.990	2.465	3.635	3.468	2.914	1.340	4.094	2.620	2.727	1.895	3.864
t+12	2.398	5.332	1.402	8.026	1.996	2.470	3.630	3.474	2.920	1.338	4.088	2.611	2.724	1.896	3.861
t+13	2.395	5.337	1.398	8.013	2.001	2.476	3.626	3.481	2.926	1.336	4.083	2.603	2.721	1.898	3.858
t+14	2.392	5.341	1.393	8.000	2.006	2.481	3.621	3.488	2.932	1.335	4.077	2.595	2.718	1.899	3.855
t+15	2.389	5.346	1.389	7.987	2.011	2.487	3.617	3.494	2.938	1.333	4.071	2.587	2.716	1.900	3.853
t+16	2.386	5.350	1.385	7.974	2.015	2.492	3.612	3.501	2.943	1.331	4.066	2.579	2.713	1.902	3.850
t+17	2.383	5.354	1.381	7.961	2.020	2.498	3.608	3.507	2.949	1.330	4.060	2.571	2.710	1.903	3.847
t+18	2.381	5.358	1.378	7.949	2.024	2.503	3.604	3.513	2.954	1.328	4.055	2.564	2.708	1.904	3.845
t+19	2.378	5.363	1.374	7.936	2.028	2.508	3.599	3.520	2.959	1.327	4.050	2.556	2.705	1.905	3.842
t+20	2.376	5.367	1.371	7.924	2.032	2.514	3.595	3.526	2.965	1.325	4.044	2.549	2.703	1.907	3.840

**Tabella 21 – Previsione del vettore dei rendimenti giornalieri supponendo che il gestore abbia un orizzonte di previsione di quattro settimane (valori %)**

<b>TEMPO/ DJ30 STOCKS</b>	<b>3M</b>	<b>ALCOA</b>	<b>AE</b>	<b>ATT</b>	<b>BOA</b>	<b>BOEING</b>	<b>CATER</b>	<b>CHEVRON</b>	<b>CISCO</b>	<b>CC</b>	<b>DUPONT</b>	<b>EXXON</b>	<b>GE</b>	<b>HP</b>	<b>HD</b>
t+1	0.787	0.840	0.835	0.787	0.851	0.799	0.815	0.795	0.809	0.765	0.806	0.794	0.811	0.801	0.798
t+2	0.787	0.842	0.836	0.787	0.852	0.800	0.816	0.796	0.810	0.766	0.807	0.794	0.812	0.801	0.799
t+3	0.788	0.843	0.838	0.788	0.854	0.801	0.817	0.797	0.811	0.766	0.808	0.795	0.813	0.802	0.800
t+4	0.789	0.844	0.839	0.789	0.855	0.802	0.818	0.797	0.812	0.767	0.809	0.796	0.814	0.803	0.801
t+5	0.790	0.845	0.840	0.790	0.856	0.803	0.819	0.798	0.813	0.767	0.810	0.797	0.815	0.804	0.801
t+6	0.790	0.847	0.841	0.790	0.858	0.804	0.820	0.799	0.814	0.767	0.811	0.798	0.816	0.805	0.802
t+7	0.791	0.848	0.842	0.791	0.859	0.804	0.821	0.800	0.815	0.768	0.812	0.798	0.817	0.806	0.803
t+8	0.792	0.849	0.843	0.792	0.860	0.805	0.821	0.800	0.816	0.768	0.813	0.799	0.817	0.806	0.804
t+9	0.792	0.850	0.844	0.792	0.862	0.806	0.822	0.801	0.817	0.769	0.813	0.800	0.818	0.807	0.804
t+10	0.793	0.851	0.846	0.793	0.863	0.807	0.823	0.802	0.818	0.769	0.814	0.800	0.819	0.808	0.805
t+11	0.794	0.853	0.847	0.793	0.864	0.807	0.824	0.803	0.818	0.770	0.815	0.801	0.820	0.809	0.806
t+12	0.794	0.854	0.848	0.794	0.865	0.808	0.825	0.803	0.819	0.770	0.816	0.802	0.821	0.809	0.807
t+13	0.795	0.855	0.849	0.795	0.867	0.809	0.826	0.804	0.820	0.770	0.817	0.803	0.822	0.810	0.807
t+14	0.795	0.856	0.850	0.795	0.868	0.810	0.827	0.805	0.821	0.771	0.817	0.803	0.823	0.811	0.808
t+15	0.796	0.857	0.851	0.796	0.869	0.810	0.828	0.805	0.822	0.771	0.818	0.804	0.823	0.812	0.809
t+16	0.797	0.858	0.852	0.796	0.870	0.811	0.828	0.806	0.823	0.772	0.819	0.805	0.824	0.812	0.810
t+17	0.797	0.859	0.853	0.797	0.871	0.812	0.829	0.807	0.823	0.772	0.820	0.805	0.825	0.813	0.810
t+18	0.798	0.860	0.854	0.798	0.872	0.812	0.830	0.807	0.824	0.772	0.820	0.806	0.826	0.814	0.811
t+19	0.798	0.861	0.855	0.798	0.873	0.813	0.831	0.808	0.825	0.773	0.821	0.806	0.827	0.814	0.812
t+20	0.799	0.862	0.856	0.799	0.875	0.814	0.832	0.808	0.826	0.773	0.822	0.807	0.827	0.815	0.812

**Tabella 21 – segue**

<b>TEMPO/ DJ30 STOCKS</b>	<b>IBM</b>	<b>INTEL</b>	<b>JJ</b>	<b>JPM</b>	<b>KRAFT</b>	<b>MCD</b>	<b>MERCK</b>	<b>MICROSOFT</b>	<b>PFIZER</b>	<b>PG</b>	<b>TRAVELERS</b>	<b>UTC</b>	<b>VERIZON</b>	<b>WM</b>	<b>WD</b>
t+1	0.786	0.811	0.765	0.843	0.760	0.768	0.782	0.796	0.783	0.764	0.801	0.799	0.783	0.769	0.808
t+2	0.787	0.812	0.765	0.844	0.761	0.769	0.783	0.797	0.784	0.765	0.801	0.800	0.783	0.770	0.809
t+3	0.787	0.813	0.766	0.846	0.761	0.769	0.784	0.797	0.785	0.765	0.802	0.801	0.784	0.770	0.810
t+4	0.788	0.814	0.766	0.847	0.761	0.770	0.784	0.798	0.785	0.766	0.803	0.802	0.785	0.771	0.811
t+5	0.789	0.815	0.767	0.848	0.762	0.770	0.785	0.799	0.786	0.766	0.804	0.802	0.785	0.771	0.812
t+6	0.789	0.815	0.767	0.849	0.762	0.771	0.786	0.800	0.787	0.767	0.805	0.803	0.786	0.772	0.813
t+7	0.790	0.816	0.767	0.851	0.763	0.771	0.786	0.800	0.787	0.767	0.806	0.804	0.787	0.772	0.814
t+8	0.791	0.817	0.768	0.852	0.763	0.772	0.787	0.801	0.788	0.767	0.806	0.805	0.787	0.773	0.815
t+9	0.791	0.818	0.768	0.853	0.763	0.772	0.787	0.802	0.789	0.768	0.807	0.806	0.788	0.773	0.816
t+10	0.792	0.819	0.769	0.854	0.764	0.773	0.788	0.803	0.789	0.768	0.808	0.806	0.788	0.774	0.816
t+11	0.793	0.820	0.769	0.855	0.764	0.773	0.789	0.803	0.790	0.769	0.809	0.807	0.789	0.774	0.817
t+12	0.793	0.821	0.770	0.856	0.765	0.773	0.789	0.804	0.790	0.769	0.810	0.808	0.790	0.775	0.818
t+13	0.794	0.822	0.770	0.858	0.765	0.774	0.790	0.805	0.791	0.770	0.810	0.808	0.790	0.775	0.819
t+14	0.794	0.822	0.770	0.859	0.765	0.774	0.790	0.805	0.792	0.770	0.811	0.809	0.791	0.776	0.820
t+15	0.795	0.823	0.771	0.860	0.766	0.775	0.791	0.806	0.792	0.770	0.812	0.810	0.791	0.776	0.820
t+16	0.796	0.824	0.771	0.861	0.766	0.775	0.791	0.807	0.793	0.771	0.812	0.811	0.792	0.777	0.821
t+17	0.796	0.825	0.772	0.862	0.766	0.776	0.792	0.807	0.793	0.771	0.813	0.811	0.792	0.777	0.822
t+18	0.797	0.826	0.772	0.863	0.767	0.776	0.793	0.808	0.794	0.772	0.814	0.812	0.793	0.778	0.823
t+19	0.797	0.826	0.772	0.864	0.767	0.776	0.793	0.809	0.794	0.772	0.814	0.813	0.793	0.778	0.823
t+20	0.798	0.827	0.773	0.865	0.767	0.777	0.794	0.809	0.795	0.772	0.815	0.813	0.794	0.778	0.824

#### 4.4 La formulazione delle views e l'implementazione del modello di Black e Litterman

Il modello BL (1990, 1992) è ritenuto uno strumento particolarmente efficiente al fine di “integrare le opinioni del comitato di investimento in un modello di equilibrio universale” (Fusai, Meucci, 2003). Il modello rappresenta un caso particolare di stima mista<sup>51</sup>, capace di combinare due fonti informative alternative per giungere, attraverso un approccio bayesiano, ad una “distribuzione a posteriori” (Brandt, 1995).

Coerentemente con la sua natura bayesiana<sup>52</sup>, il modello in discorso utilizza due set informativi indipendenti (ovvero i rendimenti di equilibrio e le *views* degli operatori) per identificare una *posterior distribution* dei rendimenti<sup>53</sup>. Il primo set informativo è costituito dal vettore colonna dei rendimenti attesi ( $\Pi$ ) e dalla matrice delle covarianze ( $\Sigma$ ), che processati attraverso un'ottimizzazione di Markowitz restituiscono un portafoglio dalla composizione *market neutral*. In particolare, per poter stimare il parametro ( $\Pi$ ), è necessario ricorrere ad un'ottimizzazione media varianza, nella quale input (rendimenti) ed output (pesi) sono rovesciati (*reverse optimization*).

Ipotizzando che la matrice delle covarianze sia nota e che il portafoglio *market neutral* (di fatto assimilabile al portafoglio di mercato ottenuto con il CAPM) abbia una composizione identificata dal vettore colonna  $W_M$ , allora il vettore dei rendimenti di equilibrio di mercato ( $\Pi$ ) può essere così calcolato:

$$\Pi = \lambda \Sigma \cdot W_M + r_f \quad (16)$$

i rendimenti attesi dei mercati sono variabili distribuite normalmente, centrate attorno ai valori di equilibrio ( $\Pi$ ), da cui si discostano di un errore  $\varepsilon^{(I)}$ , che si distribuisce come una normale multivariata con media nulla e matrice delle covarianze  $\tau \Sigma$ .

Per quanto riguarda invece il valore dello scalare  $\tau$  non esiste in letteratura un consenso unanime. Tuttavia poiché l'incertezza dei rendimenti medi è inferiore all'incertezza dei singoli rendimenti,  $\tau$  dovrebbe assumere valori inferiori ad 1. In ogni caso  $\tau$  rimane una variabile

---

<sup>51</sup> A riguardo un primo esempio di *mixed estimation* viene offerto da Theil e Golberger (1961). Per un approfondimento sul tema si veda anche Scowcroft e Sefton (2003).

<sup>52</sup> L'approccio bayesiano alla selezione di portafoglio affonda le proprie radici nei lavori di Zellner e Chetty (1965), Mao e Sarndal (1966), Kalyon (1971), Barry (1974), Barry e Winkler (1975, 1976), Klein e Bawa (1976, 1977), Brown (1978), Bawa, Brown e Klein (1979). Questo filone letterario trae origine dai limiti che caratterizzano la *classic rule* di Markowitz e dal conseguente tentativo di sviluppare un nuovo *framework* capace di porre rimedio al problema dell'*estimation error*. In pratica la statistica bayesiana, che possiede tra i suoi tratti distintivi la capacità di combinare informazioni campionarie e *prior information* (ovvero informazioni che possono trarre origini dall'esperienza e dalla competenza degli investitori), offre un vantaggio operativo di notevole importanza: gli stimatori finali possono essere infatti direttamente influenzati dalle opinioni di mercato degli *asset manager*, favorendo così la costruzione di portafogli maggiormente coerenti con le aspettative degli investitori.

<sup>53</sup> L'assunto alla base del modello di BL è quello per cui, in assenza di previsioni sui mercati, gli investitori dovrebbero costruire portafogli *market neutral*, ovvero fedeli alla capitalizzazione di borsa.

soggettiva. Maggiore è la fiducia che l'operatore ripone nei confronti della condizione di equilibrio del mercato, minore deve essere il valore attribuito allo scalare<sup>54</sup>.

La seconda fonte informativa viene identificata nella produzione delle *views*. Secondo Drobetz (2001), la funzione delle *views* è quella di permettere all'investitore di allontanare il proprio portafoglio dalla composizione di equilibrio, in modo da allinearlo alle proprie opinioni sul possibile andamento dei mercati. In sostanza, partendo da uno stato di equilibrio, il modello attribuisce agli analisti l'opportunità di discostarsene una volta che quest'ultimi abbiano espresso le proprie *views*. In realtà, è appena il caso di sottolineare come l'approccio BL non rappresenti l'unico tentativo di incorporare le *economic views* degli investitori partendo da un modello di equilibrio<sup>55</sup>.

Tuttavia, il modello in questione si presenta flessibile e non obbliga l'investitore ad esprimere delle *views* sulla totalità degli *assets*. Inoltre, le *views* espresse potranno essere di tipo relativo<sup>56</sup> o assoluto.

Da un punto di vista analitico, le *views* vengono esplicitate utilizzando la seguente forma matriciale:

$$P \cdot \mu = Q + \varepsilon^{(II)} \quad (17)$$

dove:

- $P$  è una matrice di dimensione  $K \cdot N$  dove ciascuna delle  $K$  righe identifica una specifica *views* ed  $N$  indica la numerosità delle *asset class*;
- $\mu$  è un vettore colonna di dimensione  $N$  che identifica i rendimenti attesi delle *asset class*;

---

<sup>54</sup> In letteratura esistono diverse metodologie per calibrare questo parametro. Alcuni autori fanno dipendere il valore dello scalare dal livello target del *tracking error* che caratterizza il portafoglio finale ottenuto con il modello di BL. Altri ancora ritengono che il parametro  $\tau$  si basi sul valore del *information ratio*. A tal proposito Bevan e Winkelmann (1998), raccomandano di calibrare il modello di BL, e quindi il parametro  $\tau$ , al fine di ottenere un *information ratio* non superiore a 2. I valori che ottengono sono compresi tra lo 0,5 e lo 0,7. Satchell e Scowcroft (2000), sostengono invece che il parametro in questione debba essere posto uguale ad 1. Successivamente, in una formulazione alternativa del modello di BL, dove gli autori tengono in considerazione non solo le *views* degli analisti sui rendimenti attesi ma anche sulle volatilità, si assume  $\tau$  come incognita di natura stocastica, presentando un modello matematico avanzato per la determinazione dello scalare. Lee (2000) sostiene che il  $\tau$  debba avere un valore compreso tra 0,01 e 0,05. Un ulteriore metodo di calibrazione del parametro viene proposto da Blamont e Firoozye (2003). Gli autori interpretano  $\tau \Sigma$  come l'errore standard della stima del vettore  $\Pi$ . In sostanza gli autori ritengono che  $\tau$  sia pari, approssimativamente, al reciproco del numero delle osservazioni.

<sup>55</sup> A riguardo si vedano i lavori di Kandel e Stambaugh (1996), Connor (1997), Pastor (2000), Pastor e Stambaugh (2000), Avramov (2002).

<sup>56</sup> Nel caso di *views relative*, gli *assets* interessati possono essere selezionati secondo due diverse modalità. Secondo Satchell e Scowcroft (2000) occorre assegnare a ciascun *asset* sottoperformante o sovraperformante un peso proporzionale al valore unitario diviso per il numero totale degli *assets* per i quali si prevede una sovra performance/sottoperformance. In sostanza gli autori sono a favore di un'equidistribuzione dei pesi delle diverse *asset class*. Diversamente He e Litterman (1999) ritengono che il peso relativo del singolo *asset* indicante la *view* ipotizzata debba essere proporzionale al rapporto tra la capitalizzazione di mercato dell'*asset* e la capitalizzazione assorbita degli *assets outperforming/underperforming*.

- $Q$  è un vettore colonna di dimensione  $K$  che identifica le *views*, ovvero i rendimenti attesi delle combinazioni identificate dal prodotto  $P \cdot \mu$ ;
- $\varepsilon^{(II)}$  rappresenta un vettore colonna di dimensione  $K$  che esprime gli errori delle *views*. Il vettore degli errori si distribuisce come una normale con media nulla e matrice delle covarianze  $\Omega^{57}$ .

Il processo di combinazione delle due sorgenti di informazioni avviene seguendo un processo denominato *updating bayesiano*. Ipotizzando che suddette fonti informative siano tra loro indipendenti, la formula per il calcolo dei rendimenti attesi con l'approccio di Black & Litterman risulta la seguente:

$$\Pi_{B\&L} = [(\tau\Sigma)^{-1} + P^T\Omega^{-1}P]^{-1} \cdot [(\tau\Sigma)^{-1}\Pi + P^T\Omega^{-1}Q] + r_f \quad (18)$$

In altre parole lo scopo è quello di addivenire all'individuazione di tre diversi portafogli, a sua volta composti da tre titoli del DJ30, a rischio elevato, medio e contenuto, sui quali formulare le nostre *views*. La decisione di fare riferimento a tre diversi tipi di portafoglio (basso, medio e alto rischio) riflette il desiderio di soddisfare tre tipi di investitori: l'avverso al rischio, il neutrale al rischio e l'amante del rischio (Markowitz, 1952).

I criteri di scelta utilizzati, ipotizzando che l'investitore avesse abbia *holding period* di 4 settimane (i.e. 20 sedute di borsa), sono stati i seguenti:

- l'*half life* ed i valori delle varianze condizionate. Come già detto più elevato risulta il tempo di convergenza della volatilità di un titolo, più elevato è il suo rischio specifico;
- il rendimento atteso giornaliero.

---

<sup>57</sup> Si tratta di una matrice "diagonale", ovvero caratterizzata da valori esterni alla diagonale principale della matrice pari a zero, il cui compito è quello di definire il grado di fiducia delle *views*. La configurazione diagonale implica l'indipendenza tra le *views* e facilita il ruolo dell'investitore, liberandolo dal compito di stimare le correlazioni tra le proprie opinioni. Tale assunzione non è comunque obbligatoria. Sulla trattazione del problema si veda il lavoro di He e Litterman (2002). I valori  $\omega$ , presenti lungo la diagonale principale della matrice, esprimono l'errore di previsione, ovvero la varianza del termine di errore di una *view* e sono pari al reciproco del livello di fiducia (come previsto dal modello nella sua formulazione iniziale). Tuttavia per una formulazione più precisa della matrice occorre considerare un fattore di correzione, determinato dalla seguente:

$$FC_i = \frac{(P_i \Sigma P_i^T)}{1/\text{Livello medio di confidenza}}$$

Nel nostro caso il livello medio di fiducia è pari alla media aritmetica dei livelli di confidenza stabiliti nella formulazione delle *views*, ovvero 0,15. Determinato il fattore di correzione, gli elementi  $\omega_i$  della matrice si ottengono tramite la seguente formula:

$$\omega_{ii} = \frac{FC}{\text{livello di confidenza}_i}$$

In base ai suddetti criteri di selezione il paniere di titoli su cui si è concentrata l'analisi si è così ridotto a 9 *assets*, facenti parte di tre diverse tipologie di portafogli, differenti per grado di rischio (tabella 22)<sup>58</sup>.

Sui portafogli sono state poi espresse le seguenti *views*:

- assoluta: il portafoglio a medio rischio avrà un rendimento atteso in  $t + 20$  pari a 17.27%;
- relativa: il portafoglio a rischio medio avrà una performance superiore al portafoglio a basso rischio dell'2,02%<sup>59</sup>.

L'entità di questi fenomeni è proporzionale al grado di fiducia che accompagna queste opinioni. Ipotizziamo che il gestore attribuisca al livello di confidenza risposto sulle due *views* espresse un valore pari al 15%, corrispondente ad un livello moderato di fiducia<sup>60</sup>.

---

<sup>58</sup> Il titolo con un profilo di rischio rendimento più elevato risulta Bank of America, mentre il titolo con un profilo di rischio rendimento contenuto risulta il titolo Kraft. La selezione degli altri due titoli appartenenti al campione che devono essere inclusi nel portafoglio ad elevato ed a basso rischio, ha replicato il ragionamento di cui sopra (escludendo ovviamente i titoli già selezionati). Una volta individuati i portafogli estremi, per selezionare i titoli da includere nel portafoglio a medio rischio, sono stati scelti i tre titoli corrispondenti ai valori mediani di rischio rendimento.

<sup>59</sup> Al tale valore si è giunti ponderando i rendimenti composti attesi in  $t + 20$  dei titoli inclusi in ogni portafoglio con il peso assunto dagli stessi titoli all'interno di ogni aggregato. I rendimenti ponderati sono stati poi sommati al fine di ottenere il rendimento globale di portafoglio. Il differenziale di rendimento tra il portafoglio a medio e basso rischio è risultato pari a 2,02%.

<sup>60</sup> Ai fini del risultato finale si attribuisce un peso del 15% alle *views* e del 85% ai rendimenti di equilibrio.

**Tabella 22 – Composizione dei portafogli ad alto, medio e basso rischio**

<b>HIGH RISK PORTFOLIO</b>	<b>CAPITALIZZAZIONE (MLD \$)</b>	<b>PESO %</b>	<b>RENDIMENTO % ATTESO in <math>t + 20</math></b>
ALCOA	9.21	4.74	0.88
BOA	58.58	30.18	5.66
JPM	126.34	65.08	12.07
<b>TOT</b>	<b>194.13</b>	<b>100</b>	<b>18.61</b>

<b>MEDIUM RISK PORTFOLIO</b>	<b>CAPITALIZZAZIONE (MLD \$)</b>	<b>PESO %</b>	<b>RENDIMENTO % ATTESO in <math>t + 20</math></b>
DUPONT	42.30	11.27	1.98
MICROSOFT	218.38	58.14	10.08
MERK	114.91	30.59	5.20
<b>TOT</b>	<b>375.59</b>	<b>100</b>	<b>17.27</b>

<b>LOW RISK PORTFOLIO</b>	<b>CAPITALIZZAZIONE (MLD \$)</b>	<b>PESO %</b>	<b>RENDIMENTO % ATTESO in <math>t + 20</math></b>
JJ	179.09	32.09	5.31
WM	195.49	35.02	5.84
PG	183.54	32.89	5.44
<b>TOT</b>	<b>558.12</b>	<b>100</b>	<b>16.59</b>



Una volta formulate le opinioni si è proceduto alla determinazione delle matrici Q e P e della matrice dei pesi  $\Omega$ .

Come già detto il modello BL prevede la possibilità di rettificare i rendimenti medi dei titoli in modo da considerare sia l'opinione del mercato che le *views* del gestore di portafoglio. Per raggiungere un simile obiettivo è necessario calcolare i rendimenti di equilibrio  $\Pi$ <sup>61</sup>.

Per quel che riguarda invece il valore dello scalare, non essendovi in letteratura un consenso unanime sul valore da assegnare allo scalare, è interessante osservare come variano i valori del *New Combined Vector* utilizzando diversi valori, determinati in base alle diverse interpretazioni offerte nel tempo dai vari autori.

Inserendo gli elementi appena determinati nella (19) si ottengono gli extra rendimenti alla Black e Liteterman (tabella 23).

---

<sup>61</sup> Per la stima del parametro  $\lambda$ , che rappresenta il coefficiente di avversione al rischio, è stato assunto come tasso privo di rischio il rendimento del T-Bond decennale alla data del 31/12/2011 e per rendimento di mercato, il rendimento medio annuo campionario dell'indice DJ30. Il risultato ottenuto è pari a 2,424.

**Tabella 23 – Extra rendimenti giornalieri alla BL, per diversi valori assunti dallo scalare  $\tau$  (valori %)**

<b>DJ30 STOCKS</b>	<b><math>\Pi</math></b>	<b><math>\tau=0.01</math></b>	<b><math>\tau=0.05</math></b>	<b><math>\tau=0.5</math></b>	<b><math>\tau=0.7</math></b>	<b><math>\tau=1</math></b>
ALCOA	0.05920	0.05922	0.05931	0.06039	0.06086	0.06589
BOA	0.08003	0.08006	0.08016	0.08126	0.08175	0.09510
DUPONT	0.04479	0.04481	0.04488	0.04568	0.04603	0.04936
JJ	0.02695	0.02696	0.02700	0.02742	0.02761	0.02788
JPM	0.07401	0.07404	0.07413	0.07522	0.07570	0.08705
MERK	0.03895	0.03897	0.03904	0.03987	0.04024	0.04129
MICROSOFT	0.04627	0.04630	0.04639	0.04745	0.04791	0.04986
PG	0.02606	0.02607	0.02610	0.02649	0.02666	0.02718
WM	0.02999	0.03000	0.03003	0.03048	0.03068	0.03107
Media	0.04736	0.04738	0.04745	0.04825	0.04860	0.05274
St. dev.	0.01990	0.01991	0.01993	0.02020	0.02032	0.02509
Max	0.08003	0.08006	0.08016	0.08126	0.08175	0.09510
Min	0.02606	0.02607	0.02610	0.02649	0.02666	0.02718

La tabella 23 mostra il vettore degli extra rendimenti<sup>62</sup> di equilibrio e degli extra rendimenti attesi dei titoli analizzati (su base giornaliera e per differenti valori dello scalare  $\tau$ ). Il vettore  $\Pi$  mostra un rendimento medio giornaliero dello 0,04736% ed una deviazione standard di 0,0199%. Il rendimento minimo è di 0,02606%, quello massimo di 0,08003%. In corrispondenza del più elevato livello dello scalare  $\tau$  si evidenzia il più alto valore di deviazione standard pari a 0,02509%, nonché il più elevato valore di extra rendimento medio giornaliero (0,05274%). Il rendimento minimo è di 0,02718%, quello massimo di 0,09510%. Al diminuire dello scalare si osserva come sia il rischio che il rendimento medio giornaliero del nuovo aggregato di titoli si abbassino fino a tendere su livelli prossimi a quelli del vettore  $\Pi$ . In altre parole, il valore dello scalare è rappresentativo della fiducia riposta dall'operatore nei confronti della condizione di equilibrio del mercato. Infatti, per  $\tau = 0,01$ , si osserva un extra rendimento medio giornaliero di 0,04738%, (compreso tra un minimo di 0,02607% ed un massimo di 0,08006%) ed una deviazione standard di 0,01991%. I risultati esprimono quindi minori rendimenti associati a livelli di rischio più contenuti.

L'elaborazione del modello prevede anche la determinazione dei nuovi pesi ottimi da assegnare ai singoli titoli del DJ30 precedentemente selezionati, alla luce degli extra rendimenti calcolati per diversi valori dello scalare  $\tau$  (tabella 24).

Come prevedibile, la tabella mostra che i titoli specificati da *views* assumono un diverso peso rispetto alla capitalizzazione assunta in corrispondenza del vettore di equilibrio  $\Pi$ . In particolare l'effetto variazione conferma pienamente le aspettative espresse dal gestore. Infatti i titoli sui quali era maturata una *view* positiva vedono accrescere il loro peso ai danni degli *assets* sui quali gravava un'opinione negativa. L'effetto *switch* dei pesi non è pronunciato, riflettendo così la fiducia moderata del gestore nei confronti delle opinioni da esso stesso espresse.

---

<sup>62</sup> Per il calcolo dei rendimenti medi giornalieri dei titoli analizzati, in corrispondenza dei diversi valori dello scalare  $\tau$ , è sufficiente aggiungere ai valori in tabella il tasso *risk free* giornaliero, assunto pari allo 0,00716%.

**Tabella 24 – Pesì di capitalizzazione dei titoli appartenenti al sottocampione del Dow Jones Industrial 30, per diversi valori assunti dallo scalare  $\tau$  (valori%)**

<b>DJ30 STOCKS</b>	<b><math>w</math></b>	<b><math>\tau=0.01</math></b>	<b><math>\tau=0.05</math></b>	<b><math>\tau=0.5</math></b>	<b><math>\tau=0.7</math></b>	<b><math>\tau=1</math></b>
ALCOA	0.8163	0.8163	0.8165	0.8183	0.8191	0.8203
BOA	5.1940	5.1943	5.1954	5.2072	5.2124	5.2200
DUPONT	3.7505	3.7545	3.7704	3.9487	4.0278	4.1463
JJ	15.8791	15.8613	15.8190	15.2790	15.0394	14.6808
JPM	11.2020	11.2026	11.2049	11.2304	11.2416	11.2581
MERK	10.1885	10.1993	10.2424	10.7264	10.9411	11.2628
MICROSOFT	19.3627	19.3832	19.4651	20.3850	20.7932	21.4046
PG	16.2736	16.2734	16.2135	15.6732	15.4335	15.0746
WM	17.3332	17.3154	17.2730	16.7318	16.4918	16.1324
<b>CAP. TOTALE</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>

## 4.5 Conclusioni

Il meccanismo di costruzione delle quote da assegnare alle diverse attività in portafoglio, in un contesto di alta persistenza della volatilità come quello attuale, riveste un'enorme importanza nell'ambito dell'*asset allocation* tattica, dove la variazione del mix di portafoglio nel breve periodo costituisce lo strumento principale per ottenere performance migliori rispetto ad un dato portafoglio di *benchmark*.

L'esercizio svolto all'interno di questa sezione della tesi descrive un metodo preventivo per la costruzione del mix di *assets* sui quali investire soprattutto se si considera che il set è costituito dalle aspettative dell'investitore e dai valori stimati dei rendimenti e delle volatilità. In pratica si determina la seguente situazione: al tempo  $t$  il manager, dopo aver espresso delle opinioni sull'andamento futuro di alcuni *assets*, può determinare, attraverso l'approccio BL, le quote di portafoglio.

In particolare l'applicazione ha evidenziato che è possibile realizzare strategie di *asset allocation* mediante l'utilizzo congiunto di un modello di eteroschedasticità condizionale e dell'approccio bayesiano fornito dal modello BL. I vantaggi che emergono in questo contesto rispetto ai tradizionali modelli media-varianza sono di diversa natura: innanzi tutto la stima del vettore dei rendimenti attesi e della matrice delle varianze e delle covarianze è consistente con il fatto che i rendimenti non seguono una distribuzione normale. In secondo luogo l'introduzione delle *view* come *prior information* nel meccanismo di determinazione dei rendimenti attesi, permette al manager di costruire un portafoglio che tenga conto sia delle stime condotte sia delle sue intuizioni all'interno di un dato orizzonte previsivo prefissato.

La principale novità di questo studio consiste nell'impiegare un modello multivariato di tipo EGARCH-M per la stima della matrice delle varianze e delle covarianze. Dato l'orizzonte previsivo di 20 giorni, dalle stime emerge che l'alta persistenza della volatilità determina una sostanziale differenza tra la matrice stimata e quella storica: ciò si ripercuote inevitabilmente all'interno del set informativo su cui il manager effettua le proprie scelte di investimento.

I risultati ottenuti, a seguito della definizione delle *views* basate sulle *forecasts* della volatilità, evidenziano, per diversi valori dello scalare  $\tau$ , excess return medi del *New Combined Vector* superiori al vettore degli excess return di equilibrio, seppur con livelli più elevati di rischio.

## 5. Conclusioni della tesi ed osservazioni finali

La tesi ha inteso fornire una rassegna di alcuni modelli innovativi di previsione e di alcune strategie nell'ambito dell'*asset allocation* tattica. In particolare si è dapprima cercato di studiare la sussistenza di eventuali relazioni tra le variazioni passate di alcune variabili macroeconomiche statunitensi e l'andamento dell'indice S&P500. Sono stati individuati due modelli di previsione. Il primo modello include come regressori variabili macro che fanno riferimento ai tassi di interesse ed ai prezzi delle materie prime. Mentre il secondo include anche variabili che fanno riferimento ad alcuni aspetti dell'economia reale, ed in particolare al *sentiment* dei consumatori ed alla variazione degli aggregati monetari. Pur nei limiti dell'esperimento condotto, l'analisi svolta ha dimostrato la soddisfacente capacità previsionale dei modelli, con pseudo previsioni fuori campione che seguono approssimativamente bene l'andamento effettivo dell'indice analizzato.

In secondo luogo si è verificato empiricamente l'esistenza, nonché la profittabilità, delle strategie *momentum* e *contrarian* sui mercati *futures* Europei. Dall'analisi effettuata emerge come anche i mercati *futures* presentino significative evidenze a favore delle strategie *momentum* e *contrarian*. Le prime si paleserebbero su orizzonti di investimento di breve periodo, mentre le seconde si manifesterebbero invece nel medio - lungo periodo. Inoltre, sono state condotte ulteriori verifiche empiriche con l'obiettivo di dimostrare se i tradizionali modelli di *asset pricing* fossero in grado di spiegare i rendimenti anomali realizzati dalle suddette strategie. L'implementazione dei modelli ha riscontrato una buona significatività del fattore mercato. Tuttavia il fattore maggiormente significativo è risultato essere quello di Carhart. Mentre i tre fattori di Fama e French si sono rivelati invece particolarmente adatti nella spiegazione dei profitti *contrarian*,

Infine, l'esercizio svolto all'interno dell'ultima sezione della tesi, ha cercato di individuare un metodo innovativo per la formulazione delle *views* da inserire nel modello BL. In particolare è stato utilizzato un modello multivariato di tipo EGARCH-M per la stima della matrice delle varianze dei titoli inclusi nel campione, su un orizzonte previsivo di 20 giorni. I risultati ottenuti, a seguito della definizione delle *views* basate sulle *forecasts* della volatilità, evidenziano, per diversi valori dello scalare  $\tau$ , excess return medi del *New Combined Vector* superiori al vettore degli excess return di equilibrio, seppur con livelli più elevati di rischio. L'approccio descritto si è dimostrato capace di replicare matematicamente l'operatività dei gestori, fugando i rischi costruzione di portafogli *unreasonable* ed assicurando, al tempo stesso, i vantaggi di un modello ben codificato e rigoroso da un punto di vista metodologico.

I modelli e le strategie introdotti e studiate in questa tesi, non hanno la pretesa di riuscire nel difficile compito di prevedere l'andamento e l'evoluzione futura dei mercati finanziari, quanto di

divenire un utile supporto per i gestori di portafogli di investimento, i quali, in un contesto di mercato altamente volatile come quello attuale, non possono prescindere dall'effettuare previsioni circa la volatilità ed i rendimenti dei vari *assets* prima di compiere le proprie scelte di portafoglio. L'analisi si è infatti concentrata non tanto nel valutare la correttezza formale dei modelli e delle strategie di *asset allocation* proposte, quanto nel testarne le potenzialità applicative, in una sorta di esperimento di “*putting theory at work*”.

## Riferimenti bibliografici

Ammann, M., M. Verhofen, (2006), "The effect of market regimes on style allocation," *Financial Markets and Portfolio Management*, no. 20, 309–337.

Antoniou A., Galariotis E. C., Spyrou S. I., (2005), "Contrarian profits and the overreaction hypothesis: the case of the Athens Stock Exchange", *European Financial Management*, vol. 11, no. 1, 71-98.

Asprem, M. (1989), "Stock prices, asset portfolios and macroeconomic variables in ten European countries", *Journal of Banking and Finance*, 13, 589-612.

Avramov D., Chordia T., (2006), "Asset pricing models and financial market anomalies", *The Review of Financial Studies*, vol. 19, no. 3, 1001-1040.

Barberis N., Schleifer A., Vishny R., (1998), "A model of investor sentiment", *Journal of Financial Economics*, vol. 49, no. 3, 307-343.

Berkowitz J., Kilian L. (1996) "Recent developments in bootstrapping time series", Department of Economics, University of Michigan, USA.

Bevan, A., Kurt W., (1998), "Using the Black-Litterman global asset allocation model: three years of practical experience," *Fixed Income Research Paper*, Goldman, Sachs & Co.

Bhojraj S., Swaminathan B., (2006), "Macromomentum: returns predictability in international equity indices", *Journal of Business*, vol.79, 429-451.

Black, F. (1976), "Studies of Stock Price Volatility Changes" *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economical Statistics Section*, 177.

Black F. , Litterman R. (1990), "Asset allocation: combining investors views with market equilibrium" *Fixed Income Research*, Goldman, Sachs & Company, September.

Black F. , Litterman R. (1991), "Global asset allocation with equities, bonds, and currencies" *Fixed Income Research*, Goldman, Sachs & Company, October.

Black F. , Litterman R. (1992), "Global portfolio optimization" *Financial Analysts Journal*, September/October, 28-43.

Blanchard, O. (1997). *Macroeconomics*, Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey.

Bollerslev, Tim, Ray Y. Chou e Kenneth Kroner, (1992), "ARCH Modelling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence," *Journal of Econometrics*, 52, 5–59.

Bollerslev, Tim, Engle R. e Daniel B. Nelson, (1994), "ARCH Models," Chapter 49 in Robert F. Engel e Daniel McFadden, eds., *Handbook of Econometrics*, Volume 4, North-Holland.

Boyd, J., Hu, J. e Jagannathan, R. (2001) "The stock market's reaction to unemployment news: why bad news is usually good for stocks", *NBER Working Paper*.



Braga, M.D., Natale, F.P. (2012), "Active risk sensitivity to views using the Black-Litterman model, *Journal of Asset Management*, 13 (1), 5-21.

Campbell L., Limmack R. J., (1997), "Long-term over-reaction in the UK stock market and size adjustments", *Applied Financial Economics*, vol. 7, 537-548.

Campbell, J. (1987), "Stock returns and the term structure, *Journal of Financial Economics*, 18 (2), 373-399.

Campbell, J. and Hamao, Y. (1992), "Predictable stocks returns in the United States and Japan: a study of long-term capital market integration", *Journal of Finance*, 47(1), 43-69.

Campbell, John Y., e Ludger Hentschel, (1992), "No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, 31, 281–318.

Canova, F., e De Nicolo, G. (2000), "Stock returns, term structure, inflation and real activity: an international Perspective", *Macroeconomic Dynamics*, 4, 343-372.

Cao, R. (1999), "An overview of bootstrap methods for estimating and predicting in time series", *Societad de Statistica e Investigation Operativa*, 8 (1), 95-116.

Caparrelli, F. and Camerini, E. (2004). *Guida all'asset allocation*, Bancaria Editrice.

Chan L. K. C., Hameed A., Tong W., (2000), "Profitability of momentum strategies in international equity markets", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 35, 153-172.

Chan L. K. C., Jegadeesh N., Lakonishok J., (1996), "Momentum strategies", *Journal of Finance*, vol. 51, 1681-1713.

Chan L. K. C., Jegadeesh N., Lakonishok J., (1999), "The profitability of momentum strategies", *Financial Analysts Journal*", vol. 55, 6, 80-90.

Chang R. P., McLeavey D. W., Rhee S. G., (1995), "Short-term abnormal returns of the contrarian strategies in the Japanese stock market", *Journal of Business, Finance and Accounting*", vol. 22, 7, 1035-1048.

Chen, N., Rol, R. e Ross, S.A. (1986) "Economic forces and the stock market", *Journal of Business*, 59, 383-403.

Cheung W. (2010), "The Black–Litterman model explained", *Journal of Asset Management*, 11, 229–243.

Chiarawongse, A. , Kiatsupaibul, S. , Tirapat, S. , Roy, B.V., (2012) "Portfolio selection with qualitative input", *Journal of Banking and Finance*, 36 (2), 489-496.

Chui A. C. W., Titman S., Wei K. C. J., (2000), "Momentum, legal systems and ownership structure: an analysis of Asian stock markets", *Working Paper*, University of Texas, Austin.

Chui A. C. W., Titman S., Wei K. C. J., (2010), "Individualism and momentum around the world", *Journal of Finance*, Forthcoming.

Conrad J., Kaul G., (1998), “An anatomy of trading strategies”, *The Review of Financial Studies*, vol. 11, 3, 489-519.

Corredor P., Muga L., Santamaria R., (2006), “The profitability of momentum strategies using stock futures contracts in small markets”, *Applied Financial Economics letters*, vol. 2, 173-177.

Cutler, D., Poterba, J. and Summers, L. (1989) “What moves stock prices”, *Journal of Portfolio Management*, 15, 4-12.

Da Silva A., Lee W. e Pornrojngangkool B. (2009), The Black–Litterman Model for Active Portfolio Management, *The Journal of Portfolio Management*, 35, 61-70.

Daniel K., Hirshleifer D., Subrahmanyam A., (1998), “Investor psychology and security market under- and over-reaction”, *Journal of Finance*, vol. 53, 6, 1839-1885.

De Bondt W., Thaler R.H., (1985), “Does the stock market overreact?”, *Journal of Finance*, vol.40, 793-805.

De Bondt W., Thaler R.H., (1987), “Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality”, *Journal of Finance*, vol.42, 557-581.

DeFina, R.H. (1991) “Does inflation depress the stock market”, *Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review*, 12, 3-12.

Drobetz, Wolfgang, (2001), “How to avoid pitfalls in portfolio optimization? Putting the Black-Litterman approach at work,” *Financial Markets and Portfolio Management*, 15(1), 59–75.

Du, D. (2005) “Monetary policy, stock returns and inflation”, *Journal of Economics and Business*, 58, 36-54.

Ederington, L. e Lee, J. (1993) “How market process information: news releases and volatility”, *Journal of Finance*, 48, 1161-1191.

Efron, R. F. (1982), “An introduction to the bootstrap”, Chapman and Hall.

Elton, E.J. e Gruber, M.J. (1995), “Modern portfolio theory & investment analysis”, John Wiley & Sons.

Engle, Robert F., (2001), “GARCH: The use of ARCH/GARCH models in applied econometrics,” *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 157–168.

Engle, R. F., D. Lilien e Russell P., (1987), “Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model,” *Econometrica*, 55, 391–407.

Estrella, A. e Hardouvelis, G. (1991) “The term structure as a predictor of real economic activity, *Journal of Finance*, 46, 555-576.

Fama E. F., French K. R., (1996), “Multifactor explanations of asset pricing anomalies”, *Journal of Finance*, vol. 51, 1, 55-84.

Fama, E. e French, K. (1989), “Business conditions and expected returns on stocks and bonds”, *Journal of Financial Economics*, 25, 23-49.

Fama, E. e Schwert, W. (1977), “Asset returns and inflation”, *Journal of Financial Economics*, 5, 115-146.

Flannery, M. e Protopapadakis, A. (2002), “Macroeconomics factors do influence aggregate stock returns”, *Review of Financial Studies*, 15, 751-782.

Friedman, B. e Kenneth, N. (1992), “Money, income, prices and interest rates”, *American Economic Review*, 82, 472-492.

Fuertes A. M., Miffre J., Tan W. H., (2009), “Momentum profits, non-normality risks and the business cycle”, *Applied Financial Economics*, vol. 19, 935-953.

Funke, N. e Matsuda, A. (2006) “Macroeconomic news and stock returns in United States and Germany”, *German Economic Review*, 7, 189-210.

Galariotis E. C., 2011, “Momentum is risky after all!”, Working paper, 50<sup>th</sup> Southwestern Finance Association meeting.

Galariotis E. C., Holmes P., Xiaodong S. M., (2007), “Contrarian and momentum profitability revisited: evidence from London Stock Exchange 1964-2005”, *Journal of Multinational Financial Management*, vol. 17, 432-447.

Gertler, M. e Lown, C. (2000), “The information in the high yield bond spread for the business cycle: evidence and some implications”, NBER Working Paper, 7549.

Giacometti R., Bertocchi M., Rachev S. e Fabozzi F. (2007), “Stable distributions in the Black–Litterman approach to asset allocation”, *Quantitative Finance*, 7, 423–433.

Giacometti, R. , Mignacca, D. (2010), “Using the Black and Litterman framework for stress test analysis in asset management”, *Journal of Asset Management*, 11 (4), 286-297.

Gordon, M.J. (1962) “The Investment Financing and Valuation of a Corporation”, *Review of Economics and Statistics*, 44, 37-51.

Grinblatt M., Titman S., Wermers R., (1995), “Momentum investment strategies, portfolio performance and herding: a study of mutual fund behavior”, *American Economic Review*, vol.85, 1088-1105.

Guidolin, M. e Ono, S. (2006) “Are the dynamic linkages between the macroeconomy and asset price time varying?”, *Journal of Economic and Business*, 58, 480-518.

Hamilton, J. D. (1994), “Time series analysis”, Princeton University Press.

Han B., Hsu J., (2004), “A synthesis on stock momentum”, Working paper, Research Affiliates LLC.

Hardouvelis, G. (1987) "Macroeconomic information and stock prices", *Journal of Economics and Business*, 39, 131-140.

He, G., e Robert Litterman, (1999), "The intuition behind Black-Litterman model portfolios," *Investment Management Research*, Goldman, Sachs & Company, December.

He, P.W., Grant, A., Fabre, J. (2012) "Economic value of analyst recommendations in Australia: an application of the Black-Litterman asset allocation model", *Accounting and Finance*, article in press.

Herold, U. (2003), "Portfolio construction with qualitative forecasts", *Journal of Portfolio Management*, 30, 61-72.

Homa, K. e Jaffee, D. (1971), "The supply of money and common stock prices", *Journal of Finance*, 26, 1045-1066.

Hong H., Stein J., (1999), "A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets", *Journal of Finance*, vol. 54, 6, 2143-2184.

Hou T. C., McKnight P. J., (2006), "The determinants of momentum in the United Kingdom", *Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 46, 2, 227-240.

Huang, R., Masulis, R. e Stoll, H. (1996), "Energy shocks and financial markets", *Journal of Futures Markets*, 16, 1-27.

Idzorek, Thomas M., (2005), "A step-by-step guide to the Black-Litterman model: incorporating user-specified confidence levels," *Working Paper*, Ibbotson Associates.

Ingersoll, J. E. (1987), "Theory of financial decision making", Rowman & Littlefield.

James, C., Koreisha, S. e Partch, M. (1985) "A VARMA analysis of casual relations among stock returns, real output, and nominal interest rates", *Journal of Finance*, 40, 1375-1384.

Jankus, J.C. (1997) "Relating global bond yields to macroeconomic forecasts", *Journal of Portfolio Management*, 23, 96-101.

Jegadeesh N., Titman S., (1993), "Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency", *Journal of Finance*, vol.48, 65-91.

Jegadeesh N., Titman S., (1995), "Overreaction, delayed reaction, and contrarian profits", *The Review of Financial Studies*, vol. 8, 4, 973-993.

Jegadeesh N., Titman S., (2001), "Profitability of momentum strategies: an evaluation of alternative explanations", *Journal of Finance*, vol. 56, 2, 699-720.

Jones, R.Lim, e T. Zangari. P.J. (2007), "The Black-Litterman model for structured equity portfolios" *Journal of Portfolio Management*, 33, 24-33

Kang J., Liu M., Ni S. X., (2002), "Contrarian and momentum strategies in the China stock market: 1993-2000", *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 10, 243-265.

- Kaul, G. (1987), "Stock returns and inflation: the role of the monetary sector", *Journal of Financial Economics*, 18, 253-276.
- Keim, D. e Stambaugh, R.F. (1986), "Predicting returns in the stock and bond markets", *Journal of Financial Economics*, 17, 357-390.
- Kling, J.L. (1985), "Oil price shocks and stock market behavior", *Journal of Portfolio Management*, 12, 34-39.
- Lakonishok J., Shleifer A., Vishny R., (1994), "Contrarian investment, extrapolation and risk", *Journal of Finance*, vol.49, 1541-1578.
- Lee, B. (1992), "Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation", *Journal of Finance*, 47, 1591-1603.
- Lee, W. (2000), "Advanced theory and methodology of tactical asset allocation" John Wiley, New York.
- Li, H. e Maddala, G.S. (1996), "Bootstrapping time series models", *Econometrics Reviews*, 15(2),115-118.
- Liew J., Vassalou M., (2000), "Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth?", *Journal of Financial Economics*, vol. 57, 221-245.
- Litterman et. al., (2003), "Modern investment management, an equilibrium approach", New Jersey: Wiley.
- Litterman, B., (2003a), "Introduction: Why an equilibrium approach?" in Litterman et. al. *Modern Investment Management - an equilibrium approach*, New Jersey: Wiley, 3-8.
- Litterman, B., (2003b), "Global equilibrium expected returns", in Litterman et. al. *Modern investment management - an equilibrium approach*, New Jersey: Wiley, 55-75.
- Litterman, B., (2003c), "Beyond equilibrium, the Black-Litterman Approach", in Litterman et. al., *Modern investment management - an equilibrium approach*, New Jersey: Wiley 76-88.
- Mankert, C. , Seiler, M.J. (2011), Mathematical derivations and practical implications for the use of the Black-Litterman model, *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 17 (2), 139-159.
- Markowitz, H., (1952), "Portfolio Selection," *Journal of Finance*, March, 77-91.
- Mengoli S., (2004), "On the source of contrarian and momentum strategies in the Italian equity market", *International Review of Financial Analysis*, vol. 13, 301-331.
- Miffre J., Rallis G., (2007), "Momentum in commodity futures markets", *Journal of Banking & Finance*, vol. 31, 1863-1886.
- Moskowitz T. J., Grinblatt M., (1999), "Do industries explain momentum?", *Journal of Finance*, vol. 54, 4, 1249-1290.

Nasseh, A. e Strauss, J. (2000), "Stock prices and domestic and international macroeconomic activity: a cointegration approach", *Quarterly Review of Economics and Finance*, 40, 229-245.

Nelson, Daniel B., (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59, 347–370.

Palomba G., (2008), "Multivariate GARCH models and the Black-Litterman approach for tracking error constrained portfolios: an empirical analysis", *Global Business and Economics Review*, 10, 379-413.

Pierce, D.A. (1975), "Forecasting in dynamic models with stochastic regression", *Journal of Econometrics*, 3, 349-374.

Pirrong C., (2005), "Momentum in futures markets", Working paper, University of Houston.

Pojarliev, Momtchil, e Wolfgang Polasek, (2003), "Portfolio Construction by Volatility Forecasts: Does the Covariance Structure Matter?", *Financial Markets and Portfolio Management*, 17(1), 103–116.

Poon, Ser-Huang, e Clive W. J. Granger, (2003), "Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review," *Journal of Economic Literature*, 41(2), 478–539.

Rapach, D. (2001), "Macro shocks and real stock prices", *Journal of Economics and Business*, 53, 5-26.

Rapach, D., Wohar, M. E. e Rangvid, J. (2005), "Macro variables and international stock return predictability", *International Journal of Forecasting*, 21, 137-166.

Rogalski, J.R., Vinso, J.D. (1977), "Stock returns, money supply and the direction of causality", *Journal of Finance*, 32, 1017-1103.

Ross, S. (1976), "The arbitrage theory of capital asset pricing", *Journal of Economic Theory*, 13, 341-360.

Rouwenhorst K. G., (1998), "International momentum strategies", *Journal of Finance*, vol. 53, 267-284.

Satchell, S. e Scowcroft, A., (2000), "A Demystification of the Black-Litterman Model: Managing Quantitative and Traditional Construction," *Journal of Asset Management*, 138–150, September.

Scioreck D., De Bondt W., Weber M., (1999), "Contrarian and momentum strategies in Germany", *Financial Analysts Journal*, vol. 55, 6, 104-116.

Sharpe, W. (1964), "Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk", *Journal of Financial Economics*, 19, 425-442.

Shen Q., Szakmary A. C., Sharma S. C., (2005), "Momentum and contrarian strategies in international stock markets: further evidence", *Journal of Multinational Financial Management*, vol. 15, 235-255.

Siegel, J. (2008), "Stocks for the long run", McGraw-Hill.

Simonian, J., Davis, J. (2011), "Incorporating uncertainty into the Black-Litterman portfolio selection model", *Applied Economics Letters*, 18 (17), 1719-1722.

Stock, J. e Watson, M. (2003), "How did leading indicator forecasts perform during the 2001 recession?", Manuscript

Stock, J. e Watson, M. (2007), "Introduction to Econometrics", Prentice Hall.

Taylor, J. G. (1998), "Investment timing and the business cycle", John Wiley & Sons.

Tzavalis, E. e Wickens, M.R. (1997), "Explaining the failures of term spread models of the rational expectations hypothesis of the term structure", *Journal of Money Credit and Banking*, 29, 364-380.

Urich, T., Wachtel, P. (1981), "Market response to the weekly money supply announcements in the 1970s", *Journal of Finance*, 36, 1063-1072.

Womack K.L., (1996), "Do brokerage analysts recommendations have investment value?", *Journal of Finance*, vol.51, 137-157.

Wu Y., (2004), "Momentum trading, mean reversal and overreaction in Chinese stock market", Working paper 23/2004, Hong Kong Institute for monetary research.

Zarnowitz, V. (1996), "Business cycles. Theory, history, indicators and forecasting", The University of Chicago Press.